N° 538 - 2023

Economie ET Statistique

Economics AND Statistics

Numéro spécial
Vieillissement et retraite

Special Issue
Ageing and Retirement

Insee

Economie ET Statistique

Economics AND Statistics

Conseil scientifique / Scientific Committee
Jacques LE CACHEUX, président (Université de Pau et des pays de l'Adour)
Frédérique BEC (Thema, CY Cergy Paris Université et CREST-ENSAE)
Flora BELLONE (Université Côte d'Azur et GREDEG-CNRS)
Céline BESSIERE (Université Paris-Dauphine, IRISSO, PSL Research University)
Jérôme BOURDIEU (École d'Économie de Paris)
Pierre CAHUC (Sciences Po)
Eve CAROLI (Université Paris Dauphine - PSL)
Sandrine CAZES (OCDE)
Gilbert CETTE (NEOMA Business School)
Dominique GOUX (Insee)
Yannick L'HORTY (Université Gustave Eiffel - Erudite, TEPP)
Daniel OESCH (LINES et Institut des sciences sociales-Université de Lausanne)
Katheline SCHUBERT (École d'Économie de Paris, Université Paris I)
Louis-André VALLET (CNRS & Sorbonne Université - GEMASS)
François-Charles WOLFF (Université de Nantes)

Comité éditorial / Editorial Advisory Board
Luc ARRONDEL (École d'Économie de Paris)
Lucio BACCARO (Max Planck Institute for the Study of Societies et Département de Sociologie-Université de Genève)
Antoine BOZIO (Institut des politiques publiques/École d'Économie de Paris)
Clément CARBONNIER (Université Paris 8 Vincennes-Saint-Denis et LIEPP-Sciences Po)
Erwan GAUTIER (Banque de France)
Pauline GIVORD (Insee et CREST)
Florence JUSOT (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes)
François LEGENDRE (Erudite/Université Paris-Est)
Claire LOUPIAS (Université d'Evry Val d'Essonne)
Pierre PORA (Insee)
Ariell RESHEF (École d'Économie de Paris, Centre d'Économie de la Sorbonne et CEPII)
Thepthida SOPRASEUTH (Théma/Université de Cergy-Pontoise)

Directeur de la publication / Director of Publication:
Jean-Luc TAVERNIER
Rédactrice en chef / Editor in Chief:
Dominique GOUX
Responsable éditorial / Editorial Manager: Vincent TARDIF
Assistante éditoriale / Editorial Assistant: Véronique EGLOFF
Traductions / Translations: RWS Language Solutions
Chiltern Park, Chalfont St. Peter, Bucks, SL9 9FG, Royaume-Uni
Maquette PAO / CAP: LUMINESS
1, rue du Docteur-Sauvé, BP3, 53101 Mayenne, France
Impression / Printing: DUPLIPRINT
733 rue Saint Léonard, CS 3001, 53101 Mayenne, France

La revue est en accès libre sur le site **www.insee.fr**. Il est possible de s'abonner aux avis de parution sur le site. La revue peut être achetée sur le site **www.insee.fr**, rubrique « Services / Acheter nos publications ».

The journal is available in open access on the Insee website **www.insee.fr.** Publication alerts can be subscribed online. The printed version of the journal (in French) can be purchased on the Insee website **www.insee.fr**.

© Insee Institut national de la statistique et des études économiques
88, avenue Verdier - CS 70058 - 92541 Montrouge Cedex
Tél : +33 (0)1 87 69 50 00

Economie et Statistique / Economics and Statistics
Numéro 538 – 2023

VIEILLISSEMENT ET RETRAITE

3 **Vieillissement, retraites et dépendance – Introduction**
Didier Blanchet

13 **Dynamique du processus de perte d'autonomie dans les populations vieillissantes**
Mahdi Ben Jelloul, Antoine Bozio, Elsa Perdrix, Audrey Rain et Léa Toulemon

33 **Le recours aux établissements pour personnes âgées en France (2008-2015) : le rôle de l'entourage familial**
Amélie Carrère, Emmanuelle Cambois et Roméo Fontaine

51 **Effets sur la consommation de soins d'un report de l'âge de départ à la retraite annoncé en fin de carrière**
Eve Caroli, Catherine Pollak et Muriel Roger

71 **Le droit à l'information sur la retraite introduit par la réforme de 2003 rend-il les Français mieux informés et moins inquiets quant à leur future retraite ?**
Luc Arrondel, Loïc Gautier, Aurélie Lemonnier et Laurent Soulat

91 **Les perspectives financières du système de retraite et du niveau de vie des retraités à l'horizon 2070**
Frédérique Nortier-Ribordy

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes,
et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

Vieillissement, retraites et dépendance – Introduction

Didier Blanchet*

La présente livraison d'*Economie et Statistique / Economics and Statistics* propose cinq articles consacrés aux thèmes de la retraite et de la dépendance. Trois d'entre eux sont issus d'un colloque tenu fin 2021[1] : deux articles consacrés à la dépendance et un article consacré aux effets de l'information des futurs retraités sur la connaissance de leurs droits. Y ont été associés une évaluation des effets de la réforme de 2010 sur la santé à l'approche du départ en retraite, et un article de présentation du dernier exercice de projection du Conseil d'orientation des retraites (COR, 2022). Cet ensemble s'inscrit dans une longue lignée de numéros spéciaux abordant les conséquences du vieillissement. En 1990, la revue avait contribué – non sans polémique – au lancement du débat sur les retraites (Insee, 1990), un an avant la publication du Livre Blanc (Commissariat général au plan, 1991). Trois articles d'un numéro de 1996 (Insee, 1996) sur l'économie de la protection sociale avaient été à nouveau consacrés aux retraites et un quatrième article y abordait la gestion du risque de dépendance. Un numéro spécial de 2007 (Insee, 2007) avait ensuite été consacré aux premiers résultats du panel SHARE sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe, mobilisé à nouveau dans un des articles du présent numéro. Un autre numéro spécial de 2011 (Insee, 2011) avait abordé l'évaluation des effets des réformes des retraites intervenues depuis le Livre Blanc et la série de rapports qui lui avaient succédé, principalement les réformes de 2003 et de 2010. Les questions des retraites et de la dépendance ont aussi été le sujet de la plupart des articles d'un numéro spécial de 2015 (Insee, 2015) consacré aux outils de microsimulation appliqués à l'analyse des politiques sociales, sans oublier de nombreux articles parus séparément dans des numéros de *Varia*, qu'il serait trop long de tous mentionner, mais à certains desquels on fera plus loin référence.

Compte tenu de l'actualité des derniers mois, on ne sera pas surpris que, parmi les articles de la présente livraison, cette préface ait choisi de revenir un peu longuement sur les projections du COR. Elles ont été au cœur du débat sur l'opportunité d'une nouvelle réforme, mobilisées aussi bien pour en montrer l'urgence que pour en relativiser le besoin, selon les lectures qu'on choisissait d'en faire. Faut-il y voir une nouvelle illustration de l'adage selon lequel on peut tout faire dire aux chiffres ? Ou s'agit-il surtout de bien clarifier de quoi chaque chiffre parle exactement ?

1. Colloque international « retraites et vieillissement » des 7 et 8 octobre 2021, coorganisé par la direction des politiques sociales de la Caisse des dépôts et consignations, l'Institut des politiques publiques et le programme de recherche « Économie sociale, protection et société » de l'Université Paris I-Panthéon-Sorbonne.

**Comité de suivi des retraites, chercheur affilié à l'Institut des politiques publiques.*
Correspondance : *didier.blanchet@csr-retraites.fr*

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

Citation: Blanchet, D. (2023). Ageing, Pensions and Dependency – Introduction. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 538, 3–12. doi: 10.24187/ecostat.2023.538.2089

L'article de **Frédérique Nortier-Ribordy** aborde ces questions. Il examine deux catégories de difficultés auxquelles sont confrontés les exercices de projection des retraites. L'une vaut pour tous les types de projection : c'est celle du choix des hypothèses qui les sous-tendent. Dans le cas des retraites, elles concernent principalement la démographie et la croissance économique. L'autre est celle du choix des indicateurs qu'on projette. Quels sont les indicateurs les plus pertinents pour caractériser la viabilité financière du système de retraite ? Peut-on se contenter de considérer le niveau des dépenses de retraite rapporté au PIB ? Si on préfère raisonner en termes de déficit, comment calculer ce dernier, compte tenu de l'hétérogénéité des canaux de financement des différents régimes qui composent le système de retraite ? Tout choix d'indicateur présente sa part de convention, mais en existe-t-il de plus valables que d'autres ?

Projeter l'équilibre des retraites : hypothèses démographiques et sensibilité à la croissance

La question des hypothèses tout d'abord. En l'état, les hypothèses démographiques ne sont pas le facteur d'instabilité qui est le plus mis en avant car, pour encore les quinze années qui viennent, une grosse part du processus de vieillissement continue d'être portée par un facteur inscrit en dur dans la pyramide des âges, le passage à la retraite des générations nombreuses du *baby-boom*. Le mouvement a débuté au milieu des années 2000 avec l'arrivée à la retraite de la génération 1946, à un âge d'ouverture des droits qui était alors de 60 ans. À partir de cette génération 1946, le nombre de naissances est resté sur un niveau élevé jusqu'au milieu des années 1970 : c'est donc jusque 60 à 65 ans plus tard, vers 2035-2040, que le nombre d'arrivées à l'âge de la retraite va rester sensiblement plus important que ne le sont les décès de retraités plus âgés. Les choses sont un peu plus ouvertes au-delà de cette date, et sans doute sera-t-on amené progressivement à donner plus de place à l'incertitude démographique, en trouvant des façons pérennes de s'y ajuster. Mais, à ce stade, le plus gros facteur d'instabilité des projections concerne plutôt les hypothèses de croissance économique.

Pourquoi cette sensibilité aux hypothèses économiques ? Elle n'est pas une fatalité. Un système dans lequel les droits seraient arrimés à l'évolution des salaires verrait ses projections d'équilibre financier bien moins affectées par les hypothèses de croissance économique : une croissance plus rapide se transmettrait immédiatement en croissance équivalente des pensions, et inversement en cas de croissance lente, voire de décroissance. L'évolution du rapport entre dépenses de retraite et PIB ou masse salariale serait la même dans tous les cas, à court comme à long terme.

Si tel n'est pas le cas dans le système actuel, c'est parce que c'est par une bascule à l'indexation sur les prix qu'on a choisi de gérer une part significative du choc du vieillissement. Lorsque les barèmes sont indexés sur les prix, les retraites ne profitent qu'avec retard et de manière partielle des accélérations de la croissance. Le ratio pensions/salaires converge vers un niveau d'autant plus bas que la croissance est rapide, au point que puisse même baisser la part des retraites dans le PIB. Mais, si la croissance ralentit fortement et durablement, les pensions ne décrochent que faiblement, insuffisamment pour contrebalancer la part du choc démographique qui n'est pas gérée par la hausse de l'âge de la retraite.

Faut-il en déduire qu'on devrait revenir à une pleine indexation sur les salaires ? Le problème est qu'il faudrait trouver d'autres façons de résoudre l'équation budgétaire puisqu'on obtiendrait une trajectoire de dépenses certes indépendante de la croissance, mais plus dynamique que l'ensemble de celles que nous projette actuellement le COR. Le problème n'est donc pas simple. Dans l'attente d'une éventuelle solution, tant qu'on restera sur l'indexation prix, les résultats des projections resteront affectés d'une instabilité structurelle et continuera de se poser la question de la plausibilité des hypothèses de croissance. C'est un sujet sur lequel le COR a longtemps été accusé d'un excès d'optimisme. Il y a répondu en 2022 en décalant significativement son éventail d'hypothèses vers le bas, avec une nouvelle hypothèse de progrès de productivité de seulement 0.7 %

par an en régime permanent, après avoir longtemps retenu 1 % comme hypothèse la plus basse. L'hypothèse la plus haute est passée de son côté de 1.8 à 1.6 %. Cette hypothèse haute est-elle encore trop haute ? L'hypothèse basse ne l'est-elle pas assez ? Difficile de répondre à ces questions, mais il y a là un nécessaire sujet de réflexion à l'heure où les interrogations se multiplient tant sur la faisabilité que sur l'opportunité d'une croissance soutenue, voire sur la nature même de ce que recouvre ce terme de croissance.

Quel type d'indicateur privilégier : ratio retraites/PIB ou indicateur de solde ?

Ceci étant, sur ce facteur d'incertitude vient se greffer l'autre question du choix du ou des indicateurs qu'on projette, puisque le message des projections dépend non seulement des hypothèses de croissance économique, mais aussi de l'angle sous lequel on choisit d'en examiner les résultats.

Sur tous ces points on peut juger rétrospectivement que les choses étaient plus claires au tout début du débat sur les retraites. On a rappelé en introduction cette première fois où la revue avait abordé le sujet, en 1990. L'horizon exploré était l'année 2040. Dans cet état initial d'avant toute réforme, ce qui était projeté à cet horizon était une augmentation de 15 points environ du taux de cotisation global, dans une représentation à l'époque très stylisée du système de retraite (Vernière, 1990). En part de PIB, cela aurait représenté une progression d'environ 7 points. À l'époque, aussi bien la question de la sensibilité aux hypothèses économiques que celle d'un indicateur de déficit ne se posaient guère. Le principe de l'indexation sur les prix plutôt que sur les salaires n'était pas encore inscrit dans la loi et l'impact des hypothèses de productivité n'était donc pas encore un sujet. Et, avec une telle perspective de progression, il n'y avait pas besoin d'une quantification explicite du déficit pour conclure au besoin de rééquilibrage. L'évolution de la part des retraites dans le PIB suffisait à montrer que des adaptations étaient nécessaires, quoi qu'on pût penser par ailleurs du dosage optimal entre les différents leviers d'ajustement : hausse des prélèvements, relèvement de l'âge de la retraite ou baisse du niveau relatif des pensions.

Une telle situation n'aurait perduré que si aucune réforme n'avait été entreprise. Avec des réformes ayant cherché à rétablir l'équilibre du système en mobilisant pour partie l'instrument de l'indexation prix, les trajectoires de dépenses rapportées au PIB se sont en moyenne rabattues vers l'horizontale, en même temps que se révélait leur sensibilité aux hypothèses de croissance (Marino, 2014). On est ainsi passé d'une trajectoire unique clairement ascendante à un éventail de trajectoires encadrant plus ou moins l'horizontale, certaines encore faiblement croissantes, d'autres carrément décroissantes. D'où la difficulté à dire si les réformes passées ont suffi ou pas, compliquant le travail du COR. La mission qui lui avait été confiée était de parvenir à un diagnostic partagé sur les perspectives du système, il était moins difficile d'y parvenir tant que les premières réformes n'avaient pas encore produit leurs pleins effets. Mais, avec leur montée en régime progressive, le ratio retraites/PIB s'est mis à délivrer un message plus ambigu, ouvrant de nouveau un large espace aux différences d'appréciation de l'état du système.

Y avait-il davantage de chance de converger en s'appuyant sur des indicateurs de solde plutôt que sur le ratio retraites/PIB ? Les indicateurs de solde ne sont pas davantage protégés des effets de l'incertitude sur la croissance : quelle que soit la façon de les calculer, ils ont les mêmes trajectoires en éventail. Mais au moins en attend-on des messages plus tranchés à hypothèses économiques données. Une trajectoire de dépenses qui est proche de l'horizontale n'envoie pas de signal très clair sur la nécessité de rééquilibrage. Un indicateur de solde le fait bien plus nettement puisqu'il envoie un message binaire. Soit les soldes à venir sont des excédents et cela veut dire que les réformes passées ont été plus que suffisantes. Soit ils sont négatifs et c'est que de nouveaux ajustements sont nécessaires.

C'est ce qui avait conduit la réforme de 2014 à mettre l'accent sur ces indicateurs de solde, dans le cadre du nouveau dispositif de suivi à deux étages qu'elle avait choisi

de mettre en place : des projections de soldes et d'un certain nombre d'autres indicateurs établis annuellement par le COR et sur cette base, un avis du nouveau Comité de suivi des retraites (CSR) devant dire si la projection des soldes appelait ou pas à de nouvelles mesures.

Ce dispositif a fonctionné, mais en faisant ressortir les difficultés de cette notion de solde. Le solde a deux composantes : les dépenses et les recettes. Pendant longtemps, on a considéré que le volet le plus délicat était la projection des dépenses, compte tenu de la complexité des règles de calcul des droits, avec des effets très variables d'un individu à l'autre. C'est pour gérer ce volet qu'ont été développés les modèles de microsimulation dynamique projetant les droits au niveau individuel, pour mieux en évaluer le montant agrégé. Et c'est principalement au niveau de ces dépenses et de leur ratio au PIB que se manifeste la sensibilité aux hypothèses de croissance économique. En comparaison, la projection des recettes pouvait s'envisager de manière bien plus directe : quand un système de retraite est financé par des cotisations de taux prédéterminé appliqué uniformément à une assiette également bien circonscrite, on peut se contenter d'une projection macroéconomique de cette assiette, typiquement la masse salariale. Si elle croit comme le PIB, les recettes en feront autant, le ratio recettes sur PIB sera plus ou moins constant. Il suffit ensuite de mettre ces recettes en regard du ratio dépenses sur PIB.

Mais projeter ce volet « recettes » du calcul du solde est bien moins simple que cela, la raison étant qu'on n'a jamais été dans cet idéal-type du système uniquement financé par cotisations, et on a plutôt tendance à s'en éloigner. On n'y a jamais été parce que, pour les fonctionnaires et de nombreux régimes spéciaux, les ressources ne sont pas prédéterminées par un taux de cotisation règlementaire : l'équilibrage se fait automatiquement par versement d'une subvention d'équilibre. Dans le cas de la fonction publique d'État, on peut bien sûr y voir une forme de cotisation employeur, mais qui, en raison de son taux automatiquement ajusté aux dépenses, ne permet de donner aucun signal de déséquilibre. Et, pour les autres régimes, même si le financement par cotisation reste majoritaire, il est presque toujours insuffisant à assurer l'équilibre et se voit complété par un grand nombre de compléments de financement, soit sous forme d'impôts et taxes affectés, soit de transferts en provenance d'autres régimes.

Comment agréger dans ce cas des projections qui sont relatives, d'un côté, à des régimes pour lesquels on n'a pas d'indicateur de déficit et dont les déséquilibres doivent s'envisager en d'autres termes et, de l'autre côté, à des régimes pour lesquels on sait calculer des déficits, mais avec des ressources dont la structure ne se réduit pas à un pur financement par cotisations ?

Indicateurs de soldes : l'embarras du choix ?

Historiquement, le COR avait choisi de gérer cette difficulté en proposant deux conventions. La première était une convention dite « CCSS », car également retenue par la Commission des comptes de la sécurité sociale. Elle consiste à agréger tels quels les déficits des régimes auxquels la notion de déficit s'applique, en projetant leurs rentrées de cotisations et les autres transferts dont ils bénéficient, et à supposer la reconduction des subventions d'équilibre de tous les autres régimes, ce qui revient à les mettre hors champ du calcul. Cette convention offre un diagnostic partiel, mais qui a l'avantage d'une certaine pureté. L'autre convention consistait à traiter la subvention d'équilibre de l'État employeur comme une forme de cotisation de sa part, avec un taux apparent obtenu en le ramenant à la masse des salaires qu'il verse, puis à considérer ce taux constant en projection au lieu de le faire évoluer en fonction des dépenses, pour donner une mesure de ses déséquilibres latents. C'est le résultat de ce calcul qui s'est longtemps appelé « convention COR ».

C'est en 2017 que sont ressorties les limites de cette seconde convention. L'adoption d'hypothèses restrictives sur l'emploi et les salaires de la fonction publique avait fait chuter les projections de ressources de cette composante du système de retraite, conduisant

au message d'une situation du système bien plus détériorée que dans les projections des années précédentes. Ceci était bien sûr très paradoxal puisque les scénarios d'emploi et de salaires du secteur public avaient été choisis dans une perspective de contrôle des déficits publics. La vertu budgétaire avait pour effet collatéral de noircir les perspectives du système de retraite pris isolément. Mais la convention n'aurait pas été moins problématique si on avait été dans un scénario totalement opposé d'augmentation forte des salaires et/ou de l'emploi public. Ceci aurait conduit mécaniquement à un message d'amélioration de la situation financière globale du système de retraites alors que, à ressources par ailleurs constantes, cette politique aurait pesé négativement sur l'équilibre global des finances publiques. On peut certes avoir des avis très variables sur l'opportunité de telle ou telle politique de salaire et d'emploi dans la fonction publique, mais on ne peut pas considérer qu'il suffit d'augmenter la masse salariale du secteur public pour équilibrer les retraites, en ignorant totalement la question du financement d'une telle augmentation.

Ce que l'épisode a finalement révélé est que, dès lors qu'une part importante du financement des retraites est directement prise en charge sur le budget de l'État, il devient peu pertinent de considérer l'équilibre du système de retraite indépendamment de l'équilibre global des finances publiques. Raisonner séparément n'a de sens que tant que le système de retraite ne compte que sur des ressources qui lui sont propres. Dès lors que subventions d'équilibre et impôts et taxes affectés le rendent dépendant de ressources budgétaires globales, on ne peut plus raisonner en ces termes. À la limite, si le financement des retraites était totalement fiscalisé et n'était qu'un poste parmi d'autres du budget de l'État, la question du déficit serait uniquement celle du déficit global de l'État, et, dès lors que ce déficit apparaitrait non-soutenable, la question adressée au système de retraite serait de savoir à quel point il pourrait contribuer au retour à la soutenabilité. Pour ce faire, on se demanderait directement si la part des dépenses de retraite dans le PIB est trop élevée ou pas et s'il y a une marge pour les réduire ou en limiter la progression, dans un examen qui les mettrait sur le même pied que les autres dépenses publiques.

Mais on n'en est pas non plus à un tel degré de prise en charge par l'État, et la demande d'indicateurs de déficit spécifiques au système de retraite subsiste. En 2018, pour répondre au problème créé par son indicateur prolongeant le taux de cotisation apparent de l'État employeur, le COR a choisi d'introduire une troisième convention, à l'époque qualifiée de convention « PIB », car figeant la contribution totale de l'État au système de retraite en pourcentage du PIB plutôt qu'en pourcentage de sa masse salariale. Mécaniquement, cette convention donnait une trajectoire de solde correspondant à peu près à la trajectoire de dépenses diminuée d'un pourcentage à peu près constant du PIB, sous l'hypothèse de parts également à peu près constantes du PIB des autres assiettes de financement, en premier lieu la masse salariale du secteur privé. Cette convention a été ensuite rebaptisée EEC comme « effort de l'État constant », en même temps que la convention CCSS était rebaptisée « EPR » (équilibre permanent des régimes subventionnés), et que l'ancienne convention COR, abandonnée depuis, était rebaptisée « TCC » (taux de cotisation constant).

Si cette convention « PIB » ou « EEC » donne un résultat plus favorable, c'est parce que les projections tablent, à terme, sur une baisse de la masse des retraites du secteur public rapportée au PIB, et donc autant d'économies potentielles sur les subventions d'équilibre existantes. Du coup, à effort de l'État figé en part de PIB, un surplus est dégagé, qu'on suppose implicitement convertible en une nouvelle catégorie de subventions au profit des régimes dans lesquels apparaitraient de nouveaux déficits, principalement le régime général. Mais c'est supposer que l'État n'a pas d'autres usages à envisager de ces surplus. On n'est clairement pas dans un tel contexte. À la limite, on peut même avoir pour thèse que les subventions d'équilibre actuelles sont d'ores et déjà une forme d'anomalie qui dissimule ce que serait le vrai déficit global des retraites (Bouverin, 2022 ; Haut-commissariat au plan, 2022), ceci supposant toutefois de s'entendre sur ce que serait un niveau « normal » de financement des retraites de la fonction publique ou des régimes subventionnés. On ne peut pas considérer que le niveau « normal » est le taux de cotisation qui prévaut dans le privé, ne serait-ce qu'en raison des différences de structure démographique.

Au total, ce qui ressort de cela est qu'il peut y avoir autant d'indicateurs de déficit possible que d'opinions sur ce que devraient déjà être ou pourraient être dans le futur l'engagement de l'État en termes de financement des retraites et, plus largement, la part du PIB que la collectivité est prête à consacrer à ce poste. Soit on se pense capable de maintenir l'effort actuel en l'orientant davantage vers les régimes dont les déficits sont appelés à se creuser, soit on pense qu'il est déjà anormalement élevé et devrait être réduit au plus vite, soit enfin on pense qu'il faut juste le laisser se replier au fur et à mesure que se réduiraient les dépenses des régimes subventionnés, en affectant les ressources fiscales ainsi libérées à d'autres besoins économiques et sociaux. Choisir entre ces différentes options ne peut se faire sans prendre en compte l'importance et le degré d'urgence de ces autres besoins, et sans avoir en tête l'objectif de soutenabilité globale des finances publiques, en sortant d'une démarche en silo qui ne regarde que la retraite.

Projeter la dépendance et sa prise en charge

Cette observation offre la transition pour revenir aux deux premiers articles de ce numéro spécial. Parmi ces autres postes de dépenses publiques appelant à de nouveaux efforts, on pense bien sûr à la transition climatique, ce qui renvoie également au débat sur les hypothèses de croissance du COR, la question étant de savoir quel rythme de croissance peut être compatible avec le respect des engagements dans ce domaine. Mais, plus proche du thème de la retraite, figure aussi la question du financement de la dépendance. Dans ce domaine de la dépendance, les projections sont bien moins systématiques et institutionnalisées que dans le cas de la retraite, alors qu'elles auraient pu d'entrée de jeu être un produit joint systématique des projections de retraite, faisant l'objet de la même attention. À cela trois explications.

D'abord, vu à nouveau au début des années 1990, le problème paraissait bien plus lointain, s'agissant d'un phénomène concentré à des âges bien plus tardifs que la retraite, les octogénaires et au-delà plutôt que les sexagénaires. L'équivalent de l'arrivée à la retraite vers 2005-2006 des premières générations de *baby-boomers* était à attendre pour 20 ans plus tard, donc vers 2025, ce qui pouvait sembler laisser le temps. Le temps a passé cependant, et nous sommes en train d'aborder ce tournant. Le sujet se fait donc plus pressant, à preuve sa place dans ce numéro spécial.

Une deuxième raison est le poids financier, s'agissant d'un poste qui, quoiqu'en croissance, représente bien moins que la retraite, ce qui a souvent donné l'impression que, à la différence des retraites, il allait pouvoir se gérer dans l'épaisseur du trait. Mais il ne s'agissait évidemment pas d'une raison de ne pas s'y intéresser, vu l'enjeu que le sujet représente en termes de conditions de vie tant des personnes dépendantes que de leurs aidants. De plus, même d'un point de vue financier, des sujets qui peuvent tous être considérés comme dans l'épaisseur du trait lorsqu'on les prend isolément finissent par représenter davantage que l'épaisseur du trait une fois qu'on les additionne.

Une dernière raison est que, dans le cas de la dépendance, on pouvait aussi miser sur un amortisseur naturel de l'effet du vieillissement démographique, la possibilité que l'âge d'entrée en dépendance se décale spontanément vers le haut en même temps que continuerait de progresser la durée de vie totale. C'était la thèse de la compression de la morbidité : si l'âge d'entrée dans la dépendance se décale comme le fait l'espérance de vie voire plus rapidement, la prévalence du phénomène dans la population totale peut rester stable voire décroitre.

Le problème est néanmoins qu'une telle perspective n'a rien de certain. Il se peut aussi bien que l'âge d'entrée en dépendance augmente moins que l'espérance de vie, poussant sa prévalence globale à la hausse. Ceci introduit dans les projections de dépendance un facteur d'incertitude qu'on n'avait pas ou peu dans le cas des retraites. Dans le cas de la retraite, l'âge moyen de la transition vers le statut de retraité apparait raisonnablement prévisible à règles de liquidation connues, il n'en est pas de même de l'âge de basculement dans la dépendance, phénomène bien plus aléatoire que l'arrivée à la retraite, qui est par

ailleurs graduel – il y a différents niveaux de dépendance avec également des possibilités de réversibilité.

Pour gérer tout cela, il faut trouver des moyens de paramétrer la gamme de scénarios à envisager pour encadrer les futurs possibles. C'est l'objet de l'article de **Mahdi Ben Jelloul, Antoine Bozio, Elsa Perdrix, Audrey Rain et Léa Toulemon** dont la visée est principalement méthodologique. Il s'agit d'introduire dans un modèle de microsimulation des paramétrages flexibles pour les probabilités de transiter de l'autonomie à trois niveaux successifs de dépendance, et des paramétrages également flexibles pour répartir l'évolution de la mortalité générale entre individus autonomes et plus ou moins dépendants. Pour cette dernière, autour d'un scénario central dans lequel la baisse de mortalité profite dans la même proportion aux différentes catégories de population, les auteurs considèrent les deux cas polaires limites où elle ne profiterait qu'aux individus en bonne santé ou seulement aux individus dépendants, ce dernier scénario conduisant évidemment à un allongement mécanique de la durée passée en dépendance. Pour ce qui est des probabilités de transition entre autonomie et états successifs de dépendance, l'hypothèse de référence est qu'elles conservent la même structure. Mais ce n'est qu'une base de départ plutôt pessimiste puisqu'elle conduit à la stabilité des prévalences à âge donné. Elle est complétée par deux variantes, avec augmentation plus ou moins marquée de la probabilité de rester autonome, qui permettent de mieux coller aux évolutions constatées sur la période récente.

Ce type de modélisation a bien sûr vocation à alimenter des projections de besoins, tant en matière financière que de structures d'accueil des personnes en situation de dépendance. Pour y parvenir, un élément à connaitre sont les comportements de recours aux établissements d'hébergement pour personnes âgées. **Amélie Carrère, Emmanuelle Cambois et Roméo Fontaine** explorent les déterminants de ce recours. Âge, sexe et niveau de dépendance sont les déterminants de base, dont le type de modèle proposé par Ben Jelloul *et al.* fournit la projection et qui ont été déjà mobilisés dans les exercices de projection existants (Miron de L'Espinay & Roy, 2020). Mais ce recours dépend aussi d'autres caractéristiques socio-économiques et de l'environnement familial de la personne dépendante. L'effet joint de tous ces déterminants est exploré à l'aide des enquêtes Handicap-Santé et CARE (Capacités, Aides et REssources des seniors). Entre 2008 et 2015, l'effet joint de ces différents facteurs rend bien compte de l'évolution globale du taux de recours, sans révéler d'évolution notable des comportements à caractéristiques données. Cette stabilité des comportements suggère que, à ce stade, aucun virage domiciliaire significatif n'a encore eu lieu : celui-ci supposerait un accroissement de la probabilité de rester au domicile à valeurs données de ces différents déterminants. Si cela devait rester vrai dans le futur, cela justifie des projections à comportements constants, moyennant néanmoins de projeter aussi ces déterminants autres que le sexe, l'âge et le niveau de dépendance pour les intégrer dans la projection du recours. Mais il se peut également, évidemment, que les comportements cessent de rester stables à valeurs données de tous ces déterminants : on peut notamment s'interroger sur la pérennité du rôle de l'entourage.

La retraite au niveau individuel : quelles réactions aux décalages de l'âge d'ouverture des droits ? Quelle anticipation de ces droits ?

Rebouclons pour finir sur le sujet des retraites. Parmi les arguments proposés en faveur de la remontée de l'âge de la retraite figure celui de la hausse de l'espérance de vie globale. Tant qu'elle continue à augmenter d'une génération sur l'autre, il y a place pour des hausses de l'âge de la retraite qui n'en réduisent pas la durée, soit dans l'absolu soit en proportion de la durée de vie adulte. Aubert & Rabaté (2014) avaient exploré ce qu'il en était à la suite des réformes de 2003 et 2010, et ces indicateurs de durée absolue et relative de la retraite font partie des indicateurs de suivi prévus par la réforme de 2014, mis à jour annuellement par le COR et examinés par le CSR. Dans les dernières évaluations avant réforme, mais après prise en compte de scénarios d'espérance de vie moins favorables, la durée moyenne de la retraite est déjà projetée comme juste stable

pour les quinze à vingt prochaines générations de liquidants : elle resterait comparable à celle qu'avait connu la génération 1940, mais en repli d'un à deux ans par rapport à celle qu'auront connu les générations parties avant la réforme de 2010. Ce qui est désormais en jeu est une possible réduction supplémentaire de cette durée. Ceci peut être le prix à payer pour garder des retraites de niveau suffisant, mais impose de donner bien plus d'attention aux inégalités de cette durée de retraite à l'intérieur des générations. Cela a été un point important de cristallisation des débats sur le relèvement de l'âge minimum qui, sans mesures compensatrices ou dispositifs dérogatoires, pénalise plus fortement des catégories de population à durée de vie plus courte.

Ensuite, au-delà de l'espérance de vie globale, il y a aussi la question de l'espérance de vie en bonne santé, celle à laquelle s'intéressait l'article de Ben Jelloul *et al.*, et qui serait un meilleur critère pour apprécier à quel point une remontée de l'âge de la retraite est acceptable. Là encore, la question n'est pas que celle de son évolution intergénérationnelle mais aussi de ses disparités intragénérationnelles. Et ce besoin de constats sur les niveaux et évolutions de l'espérance de vie en bonne santé avant nouvelle réforme se double d'une question sur les effets que cette réforme pourrait à son tour avoir sur la santé : risque-t-elle par surcroit de détériorer l'état de santé à âge donné ?

Sur ce point, l'article **d'Eve Caroli, Catherine Pollak et Muriel Roger** rappelle que les enseignements de la littérature sont ambigus (Garrouste & Perdrix, 2021). Mais cette littérature s'intéresse en général aux effets de l'âge de la retraite sur la santé après le départ en retraite. Leur article examine plutôt la question de l'impact d'un décalage sur la santé avant la retraite, en exploitant les discontinuités d'âge de départ générées par la réforme de 2010. Comment a évolué l'état de santé des individus pas encore retraités pour qui la réforme a éloigné la perspective de la liquidation en comparaison d'individus de générations adjacentes pas du tout ou moins touchés par la réforme ?

Le fait que cette réforme de 2010 ait généré des inégalités de traitement marquées entre générations par ailleurs très comparables a déjà été exploité pour évaluer les effets du recul de l'âge de la retraite sur la position du marché du travail avant la retraite. Là le résultat a été que l'effet de ce report, dans un premier temps, ne fait que prolonger les états dans lesquels les individus se trouvaient avant décalage de l'âge de départ : les seniors qui étaient déjà hors de l'emploi attendent le nouvel âge de la retraite sans changer de statut, ceux qui étaient en emploi arrivent en revanche à y rester (Dubois & Koubi, 2017 ; Rabaté & Rochut, 2020). Ceci relativise aussi bien l'idée que le recul de l'âge de la retraite se reporte intégralement en supplément de chômage et n'aurait donc aucun intérêt financier – il y a bien de l'emploi en plus – mais également l'idée optimiste d'un effet horizon immédiat qui ferait que l'ensemble du profil par âge du taux d'emploi se décalerait du même montant et au même rythme que l'âge de la retraite, ce qui maximiserait son bénéfice financier. Si effet horizon il y a (Hairault *et al*., 2006 ; Aubert, 2013), il est de plus long terme.

Pour explorer les effets de la même réforme de 2010 sur la santé en amont de la retraite plutôt que sur l'emploi, les auteures recourent aux données administratives qui permettent de mesurer des impacts sur plusieurs indicateurs : probabilité d'avoir un arrêt-maladie, durée de cet arrêt, probabilité de consultation de son généraliste ou d'un spécialiste et enfin les dépenses de santé. La durée des absences et la probabilité de consulter son généraliste ne sont pas accrues, mais il y a augmentation de la probabilité de ces absences et de consulter un spécialiste, ainsi que des dépenses. Les interprétations mises en avant sont l'effet sur la santé de la déception générée par la perspective de devoir travailler plus longtemps, ou le fait que des individus qui avaient déjà un problème de santé dont ils s'accommodaient dans l'attente d'une retraite prochaine seraient amenés à consulter plus rapidement lorsque la perspective de cette retraite s'éloigne.

Au vu des ordres de grandeur, il n'est pas évident que ce genre d'effet sur les dépenses de santé ou les indemnités journalières soit de nature à modifier radicalement l'équation financière des réformes, de même que les effets de report sur le chômage ne suffisent

pas à dire que ces réformes sont neutres au final pour les finances publiques. Mais ce résultat pointe le facteur de résistance aux réformes que constitue le mal-être au travail, un point souvent exprimé dans les débats des derniers mois.

Pour terminer sur une note plus favorable, le dernier article de **Luc Arrondel, Loïc Gautier, Aurélie Lemmonier et Laurent Soulat** s'intéresse à un effet positif d'un aspect des réformes passés. Une partie du deuxième rapport du COR (COR, 2004), avait été consacrée au sujet du droit à l'information. Dans un système aussi complexe que le système français, l'aspiration à une retraite précoce peut facilement s'accompagner d'une appréhension sur ce que sera son niveau. Jusqu'à la réforme de 2003, de l'information individuelle était certes fournie par chaque caisse d'affiliation de l'assuré, mais sans que ceci lui donne une vision globale claire de ses droits. C'est la réforme de 2003 qui a démarré la mise en place d'une information individuelle consolidée sur les droits déjà constitués, envoyée à chaque assuré tous les cinq ans à partir de l'âge de 35 ans. Les envois ont réellement débuté en 2007, et deux vagues de l'enquête Pat€r (PATrimoine et préférences vis-à-vis du TEmps et du Risque) permettent d'apprécier leur impact sur la connaissance des droits et l'inquiétude quant à leur montant. Ces deux vagues sont celles de 2012 et 2020, qui contenaient chacune un module sur les attentes et les préférences en matière de retraite. Disposer de deux vagues avec des individus ayant bénéficié de plus ou moins d'information permet de séparer les effets de cette information de ceux de l'âge et de ceux de la période. L'âge et l'information ont tous deux un impact positif sur la connaissance des droits, et cette connaissance réduit l'inquiétude. Un effet pur de période est aussi observé, mais sans qu'on puisse dire s'il s'agit d'une tendance ou d'effets conjoncturels : la deuxième vague étant intervenue durant la crise du Covid, et alors que venait d'être abandonné le projet de réforme structurelle des retraites, il est possible que ce contexte très particulier ait influencé l'état d'esprit des répondants à cette vague de 2020.

Ceci étant, il s'agit ici de la question des droits individuels. Le rapport du COR de 2004 distinguait information personnelle et information générale sur le système de retraite et ses perspectives. Cet autre sujet nous ramène au commentaire de l'article de Frédérique Nortier-Ribordy. Arriver au bon niveau de perception collective de l'état du système de retraite se heurte à une autre forme de complexité que celle qui concerne le calcul des droits individuels. L'éclatement du système et la multiplicité de ses canaux de financement, ainsi que la forte sensibilité des projections à des hypothèses de croissance économique elles-mêmes très incertaines, ne favorisent pas la convergence vers un diagnostic facilement partageable autour duquel il serait moins difficile de débattre. S'y ajoute la difficulté à connecter la problématique des retraites aux autres enjeux économiques et sociaux des décennies à venir. Ce numéro contribue à faire le pont entre la problématique de la retraite et celle de la dépendance, qui est une première étape. Bien d'autres sont à envisager. □

RÉFÉRENCES

Aubert, P. (2013). L'« effet horizon » : de quoi parle-t-on ? *Revue française des affaires sociales*, 4, 41–51. https://doi.org/10.3917/rfas.124.0041

Aubert, P. & Rabaté, S. (2014). Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ? *Économie et Statistique*, 474, 69–95. https://doi.org/10.3406/estat.2014.10511

Bouverin, S. (2022). Le système de retraites : équilibre conventionnel et déficit public. *Commentaire* N° 177, 87–96. https://www.commentaire.fr/boutique/achat-d-articles/le-systeme-de-retraites-13659

Insee (1990). L'avenir des retraites. *Économie et Statistique* N° 233. https://www.persee.fr/issue/estat_0336-1454_1990_num_233_1

Insee (1996). Économie de la protection sociale : assurance, solidarité, gestion des risques. *Économie et Statistique*, N° 291-292.
https://www.persee.fr/issue/estat_0336-1454_1996_num_291_1

Insee (2007). Santé, vieillissement en retraite en Europe. *Économie et Statistique* N° 403-404.
https://www.persee.fr/issue/estat_0336-1454_2007_num_403_1

Insee (2011). Les systèmes de retraite et leurs réformes : évaluations et projections. *Économie et Statistique* N° 441-442.
https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1377529/717184d-001a002_ci.pdf

Insee (2015). Microsimulation appliquée aux politiques fiscales et sociales. *Économie et Statistique* N° 481-482. https://www.persee.fr/issue/estat_0336-1454_2015_num_481_1

Commissariat général au plan (1991). *Livre blanc sur les retraites : garantir dans l'équité les retraites de demain*. La Documentation française.

Conseil d'orientation des retraites – COR (2004). *Retraites : les réformes en France et à l'étranger ; le droit à l'information*. La Documentation française.

Conseil d'orientation des retraites – COR (2022). *Évolutions et perspectives des retraites en France*. Rapport annuel, septembre.
https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2022-09/Pr%C3%A9sentation%20grand%20public%20site_0.pdf

Dubois, Y. & Koubi, M. (2017). Report de l'âge de la retraite et taux d'emploi des seniors: le cas de la réforme des retraites de 2010. *Insee Analyses* N° 30.
https://www.insee.fr/fr/statistiques/2546882

Garrouste, C. & Perdrix, E. (2021). Is there a consensus on the health consequences of retirement? A literature review. *Journal of Economic Surveys*, 36(4), 851–879.
https://doi.org/10.1111/joes.12466

Hairault, J.-O., Langot, F. & Sopraseuth, T. (2006). Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors. *Économie et Statistique*, 397, 51–63.
https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376331?sommaire=1376333

Haut-commissariat au plan (2022). *Retraites : une base objective pour le débat civique*, 8 décembre.
https://www.gouvernement.fr/sites/default/files/contenu/piece-jointe/2022/12/hcp_note_retraites.pdf

Marino, A. (2014). Vingt ans de réforme des retraites : quelle contribution des règles d'indexation ? *Insee Analyses* N° 17. https://www.insee.fr/fr/statistiques/1521315

Miron de l'Espinay, A. & Roy, D. (2020). Perte d'autonomie : à pratiques inchangées, 108 000 seniors de plus seraient attendus en Ehpad d'ici à 2030. Projections de population âgée en perte d'autonomie selon le modèle lieux de vie et autonomie (Livia). DREES, *Études et Résultats* N° 1172. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-12/er1172.pdf

Rabaté, S. & Rochut, J. (2020). Employment and substitution effects of raising the statutory retirement age in France. *Journal of Pension Economics & Finance*, 19(3), 293–308.
https://doi.org/10.1017/s1474747218000392

Vernière, L. (1990). Les retraites pourront-elles être financées après l'an 2000 ? *Économie et Statistique*, 233, 19–27. https://doi.org/10.3406/estat.1990.5461

Dynamique du processus de perte d'autonomie dans les populations vieillissantes

Dynamic of the Disablement Process in Ageing Populations

Mahdi Ben Jelloul*, Antoine Bozio, Elsa Perdrix***, Audrey Rain* et Léa Toulemon***

Résumé – Le présent article vise à effectuer des projections de la population dépendante âgée de 60 ans ou plus et à identifier les facteurs qui influencent ces projections. À ces fins, nous développons une nouvelle approche méthodologique permettant d'identifier le rôle de différents paramètres (par exemple, le changement de la probabilité de rester autonome, le changement de la répartition des gains de survie entre différents niveaux de dépendance) dans la prévision de la morbidité. Cet article se concentre sur l'aspect méthodologique de cette nouvelle méthode. Il fournit également, à titre d'illustration, une projection de la population de personnes âgées en situation de dépendance ou de handicap en France en 2060, à partir des données de l'enquête française CARE-M et de l'enquête européenne SHARE. Il montre notamment que conserver un ratio entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale similaire à celui observé dans le passé nécessite de formuler des hypothèses optimistes quant à l'évolution de la probabilité de rester autonome.

Abstract *– This paper aims at projecting the disabled population aged 60 or more, and at identifying the factors that impact those projections. To this aim, we develop a novel methodological approach which allows identifying the role of different parameters (e.g. a change in the probability to remain autonomous, a change in the distribution of survival gains across disability levels) in the forecast of morbidity. This paper focuses on the methodological aspect of this new method. It also provides, as an illustration, a projection of the French elderly disabled population in 2060, relying on the French CARE-M data and on the European data SHARE. It shows, among other results, that matching the past evolution of the disability-free life expectancy ratio to the total life expectancy requires optimistic assumptions regarding the evolution of the probability to remain autonomous.*

JEL : J14, I19, Z18
Mots-clés : microsimulation, vieillissement, handicap des personnes âgées, soins de longue durée
Keywords: microsimulation, ageing, elderly disability, long-term care

**Institut des politiques publiques (IPP) ; **École des Hautes Études en Sciences Sociales (EHESS), École d'économie de Paris et Institut des politiques publiques ; ***Université Paris-Dauphine, PSL, LEDa, Legos, UMR CNRS 8007.* Correspondance : *audrey.rain@ipp.eu*

Nous remercions Marianne Tenand et Lucile Romanello pour leur contribution au présent article au tout début du projet. Nous remercions la rédactrice en chef et deux rapporteurs anonymes, ainsi que Paul Bingley, Emanuelle Cambois, Carl Emmerson, Pierre-Yves Geoffard, Johannes Geyer, Agnès Gramain, Peter Haan, Muriel Roger, Delphine Roy, Florence Jusot et tous les participants à la conférence de l'Association internationale de microsimulation et au Colloque international retraite et vieillissement organisé par la Caisse des dépôts pour leurs commentaires. Nous tenons à saluer l'appui financier de la Fondation Médéric Alzheimer, de l'Agence nationale de la recherche (ANR) dans le cadre de la subvention JP-Demographic ANR-15-MYBL-0001-01 pour le projet LONGLIVES et de la subvention européenne ANR-17-EURE-0001, ainsi que de la ville de Paris (dispositif Émergence(s)). Nous remercions également le CASD pour l'accès sécurisé aux données (ANR-10- EQPX-17).

Reçu en janvier 2022, accepté en octobre 2022. Traduit de "Dynamic of the Disablement Process in Ageing Populations".
Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

Citation: Ben Jelloul, M., Bozio, A., Perdrix, E., Rain, A. & Toulemon, L. (2023). Dynamic of the Disablement Process in Ageing Populations. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 538, 13–30. doi: 10.24187/ecostat.2023.538.2090

Au cours de la dernière décennie, la demande en soins de longue durée a augmenté dans la plupart des pays développés. Compte tenu de l'allongement de l'espérance de vie et du vieillissement des générations du *baby-boom*, de nombreux experts craignent une forte augmentation des besoins d'aide aux personnes âgées en perte d'autonomie. D'ici 2050, 10 % de la population des pays de l'OCDE devrait avoir plus de 80 ans, contre 4 % en 2010 (Colombo *et al.*, 2011). Cela a incité les chercheurs à élaborer des modèles pour quantifier l'ampleur des besoins supplémentaires en matière d'aide aux personnes âgées. Aux États-Unis, le modèle de simulation dynamique du revenu (DynaSim, Johnson *et al.*, 2007 ; Favreault *et al.*, 2015) est le premier modèle de microsimulation dynamique à grande échelle. Sa version ultérieure a ensuite permis de modéliser l'état de santé des individus. L'évolution du besoin d'aide informelle (en provenance des proches) et d'aide formelle (en provenance des professionnels) est maintenant projetée grâce à des modèles de microsimulation au Canada (LifePaths, modèles POHEM − Hennessy *et al.*, 2015), en Espagne (DemoCare − Spijker *et al.*, 2022) et au Royaume-Uni (PacSim − Wittenberg *et al.*, 2020), par exemple. La principale question sous-jacente était de savoir quel scénario serait susceptible de prévaloir entre une réduction ou une expansion possible de la morbidité, c'est-à-dire si la baisse du taux de mortalité se traduirait par un nombre plus ou moins grand d'années de vie sans incapacité.

Les études précédentes peuvent être classées en deux grandes catégories. La première rassemble les projections qui s'inspirent des projections en matière de retraite : elles reposent principalement sur des mesures administratives de la santé et dépendent de facteurs socio-économiques plutôt que de caractéristiques de santé. Dans ces approches, les besoins d'aide pour la prise en charge de la dépendance sont déduits des statistiques de recours à l'aide ou des critères administratifs existants d'éligibilité à une allocation ou assurance compensant les dépenses associées à la dépendance (voir Rutter *et al.*, 2011 et Schofield *et al.*, 2018 pour les enquêtes ; Bontout *et al.*, 2002 ; Duée & Rebillard, 2006 ; Lecroart *et al.*, 2013 ; Marbot & Roy, 2015 pour des études sur données françaises ; Hancock *et al.*, 2005 pour le Royaume-Uni ; Fukawa, 2012 pour le Japon). La principale limite de ce type de modélisation est que la projection est indépendante des changements sous-jacents de l'état de santé, sensible au taux de non-recours et fortement influencé par l'offre d'aide existante. En outre, du fait de l'utilisation de mesures administratives de la santé, il est difficile de comparer les résultats entre les pays. Enfin, ces résultats sont sensibles à toute modification de la définition administrative de l'incapacité au fil du temps. Pour savoir si les pays développés sont confrontés ou non à une « bombe à retardement en matière d'aide », il faut étudier en profondeur le processus de vieillissement qui sous-tend l'évolution des besoins d'aide. La deuxième catégorie d'études utilise des modèles de microsimulation dynamique et s'appuie sur une approche épidémiologique de l'état de dépendance. Ces études s'appuient sur des données d'enquête fournissant des informations sur les limitations dans les activités de la vie quotidienne (AVQ) et dans les activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ). Cette typologie distingue les activités nécessaires à la survie, tel que boire, manger, se laver, aller aux toilettes, etc. (AVQ) de celles qui, complétant les premières, permettent de vivre de façon autonome tel que faire le ménage, faire des courses, utiliser un téléphone, etc. (AIVQ). L'utilisation de mesures épidémiologiques plutôt qu'administratives permet d'inclure parmi les personnes en manque d'autonomie, celles qui ne demandent aucune allocation. La prévalence des différents niveaux de dépendance est projetée à l'aide de modèles, dont les intrants sont les rythmes d'évolution des maladies sous-jacentes menant aux différents niveaux de dépendance. Par exemple, Kingston *et al.* (2018b) projettent la prévalence de plusieurs maladies au Royaume-Uni à l'aide du modèle PacSim. Ahmadi-Abhari *et al.* (2017) prédisent la prévalence de la démence au Royaume-Uni à l'aide du modèle IMPACT-BAM (voir Norton *et al.*, 2013 pour une revue des modèles de microsimulation antérieurs sur la démence). Légaré *et al.* (2014) projettent le nombre de personnes dépendantes dans la population canadienne à l'aide de LifePaths, ou plus récemment à l'aide du modèle POHEM de Statistique Canada. Bien que cette approche utilise des mesures détaillées de l'état de santé et des maladies sous-jacentes, la mortalité est projetée séparément – à l'aide des projections officielles de mortalité – et l'évolution des maladies n'est pas prise en compte dans les taux de mortalité conditionnels. Les gains d'espérance de vie sont donc répartis de façon homogène sur tous les états de santé (incluant l'autonomie et la dépendance légère à grande). Il s'agit d'une hypothèse importante, car les projections relatives à la dépendance des personnes âgées dépendent en grande partie de la source des gains d'espérance de vie dans chaque état de santé. À notre connaissance, le modèle américain de FEM (Leaf *et al.*, 2020), estimé à

l'aide des données de l'enquête Santé et retraite (Health and Retirement Study, HRS), est le seul modèle permettant de déterminer la mortalité en partie en fonction du niveau de dépendance. Dans ce modèle, la mortalité dépend de l'âge, de l'origine ethnique, du sexe, de l'éducation, du tabagisme, des maladies chroniques et des limitations dans les AVQ et les AIVQ.

Le présent article porte sur cette deuxième catégorie d'approches. Nous proposons un modèle de microsimulation visant à projeter le niveau de dépendance des personnes âgées, avec une approche méthodologique nouvelle permettant d'identifier le rôle de différents paramètres dans la prévision de la morbidité. Nous nous concentrons sur la dynamique du processus de dépendance aux âges les plus avancés, c'est-à-dire sur la transition entre les différents états – ou niveaux – de dépendance plutôt que sur le nombre de personnes âgées dépendantes. Notre approche repose sur des scénarios théoriques concernant l'évolution des transitions entre les différents états. Elle est ainsi complémentaire à celle de Leaf *et al.* (2020), qui s'appuient sur les prévisions d'évolution de certaines maladies pour prédire l'évolution de la mortalité.

La première section de l'article présente les principales étapes de notre approche méthodologique : l'estimation des taux de transition entre les états de dépendance, l'élaboration des scénarios et la projection de la dépendance parmi les personnes âgées. Une caractéristique centrale de notre modèle de microsimulation est qu'il contient plusieurs options (et paramètres correspondants) pour répartir les baisses de la mortalité entre les différentes catégories de population et pour ajuster les transitions entre les états de dépendance en fonction du scénario envisagé, permettant ainsi d'identifier l'effet de chacun des paramètres. La deuxième section fournit une illustration de son application, avec une projection de la population de personnes âgées dépendantes en France en 2060 selon plusieurs scénarios. Nous nous appuyons sur les projections de mortalité de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee), sur l'enquête CARE-M (une enquête sur les personnes âgées menée en France pour mesurer la prévalence de la dépendance et du handicap) et sur l'enquête SHARE sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe pour estimer les probabilités de transition entre les différents états de santé. La projection est réalisée suivant quatre scénarios correspondant à différentes façons d'attribuer les gains de survie entre les états de dépendance. Nous examinons également l'effet d'une probabilité accrue de rester autonome. Notre scénario de référence repose sur une hypothèse standard concernant l'évolution de l'espérance de vie en France, ainsi que sur des hypothèses concernant les gains d'espérance de vie similaires à celles d'études précédentes (Lecroart *et al.*, 2013 ; Marbot & Roy, 2015 ; Roussel, 2017). Nous montrons que ces hypothèses sont pessimistes sur l'évolution des gains d'espérance de vie sans incapacité et aboutissent à des projections contraires à l'évolution du rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale observée dans le passé. Symétriquement, nous soulignons que, pour que les projections soient en phase avec l'évolution passée de ce rapport, il est nécessaire de faire une hypothèse optimiste sur l'évolution de la probabilité de rester autonome.

1. Microsimulation du processus de perte d'autonomie

Le point de départ de la microsimulation est la répartition de la population d'intérêt (ici les personnes âgées de 60 ans et plus) entre états de dépendance ou handicap. La méthode procède ensuite selon les étapes suivantes :

1. Nous estimons les probabilités de transition d'un état à l'autre (section 1.1).

2. Nous utilisons des projections externes pour estimer les probabilités de décès selon l'âge et le sexe (section 1.2).

3. Nous décidons comment répartir les baisses de la probabilité de décès entre les états de dépendance (section 1.3).

4. Nous ajustons les transitions vers les états autres que le décès (section 1.4).

5. Nous choisissons comment attribuer les états de dépendance aux personnes venant d'entrer dans la catégorie des personnes âgées, c'est-à-dire celles de 60 ans (section 1.5).

Nous présentons des choix alternatifs pour ces étapes, aboutissant à différents scénarios sur l'évolution de la population âgée.

Nous définissons cinq états de dépendance en nous appuyant sur la définition épidémiologique de Barberger-Gateau *et al.* (2000) et de Pérès *et al.* (2005). Cela crée un outil plus flexible pour la projection de la dépendance qu'une mesure administrative, qui définit la dépendance par le fait de recevoir des allocations d'invalidité.

L'étude du processus de perte d'autonomie nécessite de faire un compromis entre la précision statistique de l'estimation et la capacité à décrire les trajectoires de la population. En outre, il faut

établir une échelle de la dépendance, dont la pertinence du point de vue du processus de vieillissement et du processus de perte d'autonomie est fondée sur des connaissances épidémiologiques. La plupart des études envisagent diverses combinaisons de limitations fonctionnelles et de limitations dans les AIVQ et les AVQ. Il n'existe cependant pas de méthode de référence pour mesurer le processus de perte d'autonomie, et l'échelle choisie varie d'une étude à l'autre. Nous choisissons de suivre Pérès *et al.* (2005), dont l'échelle reflète une perte progressive d'autonomie. Ainsi, nous considérons un total de quatre états de dépendance, plus un dernier état : le décès. L'état 0 (autonomie) correspond à l'absence de limitation ; l'état 1 (dépendance faible) à au moins une limitation fonctionnelle selon Rosow (Rosow & Breslau, 1966) ; l'état 2 (dépendance moyenne) à au moins une limitation fonctionnelle et une limitation dans les AIVQ (Lawton & Brody, 1969) ; et l'état 3 (dépendance élevée) à au moins une limitation fonctionnelle, une limitation dans les AIVQ et une limitation dans les AVQ (Katz *et al.*, 1970). L'état 4 est le décès[1].

Les limitations fonctionnelles de Rosow (Rosow & Breslau, 1966) incluent les difficultés rencontrées dans les activités suivantes : faire 100 mètres à pied, monter plusieurs étages par les escaliers, soulever ou porter des poids de plus 5 kilos. Les limitations dans les AIVQ (Lawton & Brody, 1969) incluent les difficultés rencontrées dans les activités suivantes : passer des appels téléphoniques, faire des courses, prendre des médicaments, gérer son argent. Pour les femmes, elles incluent également la préparation d'un repas chaud et les travaux ménagers. Les limitations dans les AVQ (Katz *et al.*, 1970) incluent les difficultés rencontrées dans les activités suivantes : se laver, s'habiller, aller aux toilettes, se mettre au lit ou en sortir, manger et couper sa nourriture. Nous résumons les transitions potentielles entre ces différents états dans la figure I.

1.1. Probabilités de transition entre les états de dépendance et le décès

Nous considérons que, dans chaque état i (0 à 3), chaque individu a une probabilité non nulle de décéder ($i = 4$). Nous autorisons également les transitions dans les deux sens, dans la mesure où des améliorations du niveau de dépendance peuvent avoir lieu. Cependant, nous n'autorisons que les transitions d'un état donné à l'état le plus proche ou au décès. Par exemple, un individu de l'état 1 ne peut passer qu'à l'état 0, à l'état 2 ou au décès (figure I).

Nous estimons la probabilité qu'un individu passe d'un état de dépendance i à $t-1$ à un autre état j à t, conditionnellement à son état de dépendance à $t-1$ et aux caractéristiques observées X. Un tel processus de Markov est estimé par un modèle logit multinomial[2] (équation 1) :

$$\frac{P(Y_t = j \mid X_{t-1},\ Y_{t-1} = i)}{P(Y_t = k \mid X_{t-1},\ Y_{t-1} = i)} = \exp\left(X'_{t-1}\kappa_{ij}\right) \qquad (1)$$

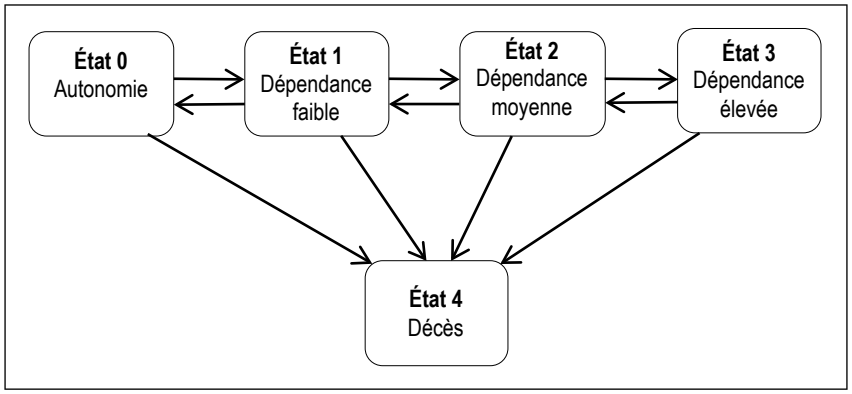
où Y_t est l'état observé à t, i appartient à {0, 1, 2, 3}, j et k à {0, 1, 2, 3, 4}, k étant différent de j. κ_{ij} est la probabilité conditionnelle de passer d'un état i à l'état j. Les caractéristiques individuelles (X_t) sont l'âge et le sexe. À noter que la projection ultérieure de la dépendance pourrait être améliorée en ajoutant des variables de contrôle.

Les effets marginaux estimés à la moyenne peuvent être présentés comme suit. Pour chaque

1. Des informations plus détaillées sur la définition des états de dépendance utilisée dans cet article et dans les études précédentes sont fournies dans l'Annexe.

2. Le modèle multilogit suppose l'indépendance des alternatives non pertinentes, selon laquelle l'ajout d'une option ne change pas les risques relatifs. Puisque nous autorisons uniquement les transitions vers l'état le plus proche, il n'est pas possible d'augmenter le nombre d'options. Ainsi, cette hypothèse n'est pas un problème dans notre modèle.

Figure I – **Transitions entre les états de dépendance et le décès**



âge a et chaque sexe g, la matrice $P_{a,g}$ décrit la probabilité de passer de l'état i à l'état j, de sorte que :

$$P|_{a,g} = \begin{pmatrix} P_{0,0} & P_{0,1} & - & - & P_{0,4} \\ P_{1,0} & P_{1,1} & P_{1,2} & - & P_{1,4} \\ - & P_{2,1} & P_{2,2} & P_{2,3} & P_{2,4} \\ - & - & P_{3,2} & P_{3,3} & P_{3,4} \end{pmatrix}$$

Certaines probabilités de transition ne sont pas présentées, car elles sont considérées comme non « autorisées », comme $P_{1,3}$. Cependant, nous observons dans les données quelques cas de transitions jugées impossibles dans le modèle. En cas de transition « impossible », nous réassignons l'état final à l'état le plus proche autorisé. Par exemple, si nous observons une transition de l'état 1 à l'état 3 entre $t-1$ et t, nous réassignons l'individu à l'état 2 en t.

Nous estimons d'abord la matrice $P_0|_{a,g}$ initiale à partir des données observées. Nous calons ensuite cette matrice en fonction des probabilités de décès observées pour obtenir une matrice $P_0^C|_{a,g}$. Par la suite, à chaque date t ($t > 0$), la matrice est calée en fonction des probabilités de décès prévues et selon plusieurs scénarios. Ainsi, les matrices incluent les probabilités calées P^c de passer de l'état i à l'état j. Ces matrices allant de 2015 (t=0) à 2060 (t=45), il y a donc 46 matrices P^c.

1.2. Probabilités de décès par âge et par sexe

Nous estimons la probabilité de décès calée inconditionnelle $P^C_{t,.,4}$ à l'aide des hypothèses démographiques formulées par l'Insee pour ses projections de population (Blanpain & Chardon, 2010)[3].

Ces projections fournissent les probabilités de décès par âge et par sexe à chaque date. Nous utilisons ces probabilités de décès pour caler nos propres probabilités de décès $P^C_{t,.,4}$ par sexe et âge à chaque date t (avec les indices d'âge et de sexe implicites ici et dans les notations ci-dessous).

1.3. Calage des probabilités de décès par âge, sexe et état de dépendance

À chaque date t, nous attribuons la probabilité de décès globale calée $P^C_{t,.,4}$ (c'est-à-dire quel que soit l'état de dépendance initial) aux probabilités de décès conditionnelles $P_{t,i,4}$ (c'est-à-dire conditionnellement à l'état de dépendance initial i, avec $i \in \{0,1,2,3\}$). Le calage repose sur un paramètre, $\lambda \in [0,1]$, dont la valeur varie en fonction de la façon dont la baisse des probabilités de décès est attribuée. Nous testons trois hypothèses concernant l'attribution des probabilités de décès inconditionnelles aux probabilités de décès conditionnelles. La première suppose une redistribution homogène ($\lambda = \lambda^h$). La deuxième et la troisième supposent une redistribution hétérogène avec la totalité de la baisse des probabilités attribuée soit aux états les plus autonomes, c'est-à-dire les états 0 et 1 ($\lambda = \lambda^a$), soit aux états les plus dépendants, c'est-à-dire les états 2 et 3 ($\lambda = \lambda^d$). Nous détaillons les trois hypothèses ci-dessous.

1.3.1. Attribution homogène de la diminution des risques de décès

La première hypothèse consiste à attribuer la diminution des probabilités de décès de façon homogène à tous les états de dépendance. Cela reflète une situation dans laquelle la diminution de la probabilité de décès globale est due à une diminution proportionnelle de la probabilité de décès dans chaque état initial. Il est important de noter que cela signifie que les rapports de cotes restent constants. Dans ce qui suit, nous utilisons cette hypothèse comme référence car, d'une part, c'est la plus facile à combiner avec nos autres hypothèses et, d'autre part, elle sert aussi de référence dans d'autres études (voir par exemple les modèles cités par Comas-Herrera *et al.*, 2006). En effet, cette hypothèse est implicite dans tous les modèles qui commencent par projeter la probabilité de décès puis appliquent la prévalence des états de dépendance aux individus vivants. Dans ces modèles, la prévalence de la dépendance selon l'âge et le sexe demeure constante dans le temps. Des modèles plus récents, comme celui présenté par Kingston *et al.* (2018a), appliquent une prévalence plus particulière à chaque état de dépendance, selon le scénario. Bien qu'habituel, ce scénario est néanmoins pessimiste au vu de la précédente décennie. En effet, il implique qu'une diminution de la mortalité à un âge donné engendre une augmentation proportionnelle de la probabilité de dépendance (c'est-à-dire le fait de se trouver dans les états 1, 2 et 3) à cet âge. Dans l'ensemble, en raison du vieillissement de la population, cela se traduit par une part de la vie plus longue en situation de dépendance qu'en bonne santé. En d'autres termes, la population

3. Ces projections simulent, pour chaque année jusqu'à une période de projection donnée, le nombre d'hommes et de femmes de chaque âge, en fonction d'hypothèses sur l'évolution de la fécondité, de la mortalité et de la migration. Différents scénarios sont examinés autour d'un scénario central. Notamment, les scénarios « Population jeune » et « Population âgée » utilisent des hypothèses qui conduisent, respectivement, à une proportion plus faible et plus élevée de personnes âgées de 60 ans ou plus. Par rapport au scénario central, les probabilités de décès sont plus faibles à chaque âge dans le scénario « Population âgée » et plus élevées dans le scénario « Population jeune », d'où une population plus âgée et une population plus jeune respectivement.

vieillit mais sa probabilité de dépendance à chaque âge reste constante.

Sur la base de cette hypothèse, nous pondérons de façon homogène toutes les probabilités de transition par un facteur λ^h à chaque date. Par conséquent, à chaque date $t \in [0,45]$, nous obtenons :

$$P^C_{t,.,4} = \lambda^h_t \frac{N_{t,0}.P_{t,0,4} + N_{t,1}.P_{t,1,4} + N_{t,2}.P_{t,2,4} + N_{t,3}.P_{t,3,4}}{N_t}$$
$$= \lambda^h_t \frac{N_t.P_{t,.,4}}{N_t} \quad (2)$$

où $P^C_{t,.,4}$ est la probabilité de décès inconditionnelle calée à la date t. Nous notons N_t la population totale à la date t et $N_{t,i}$ la population initialement classée dans l'état de dépendance i à la date t, pour tout état de dépendance 0, 1, 2 ou 3.

L'équation 2 équivaut à :

$$\lambda^h_t = \frac{P^C_{t,.,4}}{P_{t,.,4}} \quad (3)$$

Ainsi, λ^h_t est le rapport entre la probabilité de décès calée et la probabilité de décès non calée.

1.3.2. Attribution hétérogène de la diminution des risques de décès

La deuxième et la troisième hypothèse, respectivement « gains de survie en situation d'autonomie » et « gains de survie en situation de dépendance », correspondent à la redistribution de la totalité de la baisse des probabilités de décès soit vers les individus les plus autonomes (c'est-à-dire ceux des états 0 et 1), soit vers ceux dans les états de dépendance les plus élevés (états 2 et 3)[4]. Ces deux hypothèses extrêmes sont les suivantes : *i)* Une situation dans laquelle la baisse du taux de mortalité n'est due qu'à une diminution du risque de décès pour les personnes les plus autonomes (par exemple, si le nombre d'accidents de la route mortels diminue) ; *ii)* Une situation dans laquelle les risques de décès ne diminuent que chez les personnes dépendantes (par exemple, si le taux de survie des personnes atteintes de la maladie d'Alzheimer augmente en raison des progrès de la médecine). Ces « scénarios extrêmes » montrent, toutes choses égales par ailleurs, l'ampleur maximale que la redistribution des baisses de la probabilité de décès peut avoir sur l'évolution du nombre de personnes âgées dépendantes et sur la morbidité. Des scénarios plus équilibrés pourraient définir des paramètres modifiant les rapports de cotes entre les quatre probabilités conditionnelles $P_{t,i,4}$.

Dans le scénario « Gains de survie en situation d'autonomie », toute baisse de la probabilité de décès se traduit entièrement par une baisse des probabilités de décès parmi les individus les plus autonomes (états 0 et 1). Ainsi, les probabilités de décès ne changent pas pour les états les plus dépendants (états 2 et 3)[5].

Dans ce scénario :

$$\forall i \in \{0,1\} : P^c_{t,i,4} = P_{t,i,4} - \lambda^a_t.P_{t,i,4}$$
$$\forall i \in \{2,3\} : P^c_{t,i,4} = P_{t,i,4}$$

En conséquence :

$$N.P^c_{t,.,4} = N_0.P_{t,0,4} + N_1.P_{t,1,4} - \lambda^a_t.\left(N_0.P_{t,0,4} + N_1.P_{t,1,4}\right) + N_2.P_{t,2,4} + N_3.P_{t,3,4}$$

Ce qui conduit à :

$$\lambda^a_t = N_t \frac{\left(P_{t,.,4} - P^c_{t,.,4}\right)}{N_0.P_{t,0,4} + N_1.P_{t,1,4}}$$

où λ^a_t est le rapport entre les gains de survie et les taux de mortalité des individus les plus autonomes.

Dans le scénario des « gains de survie en situation de dépendance », toutes les baisses de la probabilité de décès sont attribuées aux états de dépendance.

$$\forall i \in \{0,1\} : P^c_{t,i,4} = P_{t,i,4}$$
$$\forall i \in \{2,3\} : P^c_{t,i,4} = P_{t,i,4} - \lambda^d_t.P_{t,i,4}$$

En conséquence, nous obtenons :

$$N.P^c_{t,.,4} = N_0.P_{t,0,4} + N_1.P_{t,1,4} + N_2.P_{t,2,4} + N_3.P_{t,3,4} - \lambda^d_t.\left(N_2.P_{t,2,4} + N_3.P_{t,3,4}\right)$$

Ce qui conduit à :

$$\lambda^d_t = \frac{N_t\left(P_{t,.,4} - P^c_{t,.,4}\right)}{N_2.P_{t,2,4} + N_3.P_{t,3,4}}$$

où λ^d_t est le rapport entre les gains de survie et les taux de mortalité des personnes les plus dépendantes.

1.4. Ajustement des transitions vers les états autres que le décès

Nous ajustons ensuite les transitions vers les états autres que le décès, c'est-à-dire les probabilités $P_{t,i,j}$, avec $i \in \{0,1,2,3\}$ et $j \in \{0,1,2,3\}$. Cela correspond à la trajectoire de la perte d'autonomie si $i < j$, ou au rétablissement si $j < i$.

---

4. Les probabilités de décès sont spécifiques au sexe et à l'âge, de sorte que les redistributions ne se produisent que dans chaque cellule âge×sexe.
5. Sauf dans les cas particuliers où il n'y a pas assez de personnes autonomes dans une cellule âge×sexe *donnée pour absorber les baisses prévues des probabilités de décès.*

Par définition, pour chaque état de dépendance initial i, la somme des probabilités de passage à tous les états finaux j doit être égale à 1, c'est-à-dire :

$\forall t, \forall i \in \{0,1,2,3\}$:

$$P_{t,i,0} + P_{t,i,1} + P_{t,i,2} + P_{t,i,3} + P_{t,i,4} = 1$$

où $P_{t,i,j}$ est la probabilité de passer de l'état i à l'état j à la date t.

Le calage des probabilités de décès conditionnelles implique ensuite de modifier d'autres probabilités pour maintenir la somme des probabilités égale à 1 :

$\forall t, \forall i \in \{0,1,2,3\}$:

$$P^c_{t,i,0} + P^c_{t,i,1} + P^c_{t,i,2} + P^c_{t,i,3} + P^c_{t,i,4} = 1$$

1.4.1. Ajustement homogène selon les probabilités : utilisation d'un facteur β

Nous ajustons les transitions vers les états autres que le décès afin de satisfaire aux deux contraintes susmentionnées. Nous ajustons les transitions conditionnelles vers le décès au moyen d'un paramètre β_t, de sorte que, pour tout état initial $i \in \{0,1,2,3\}$:

$$\beta_{t,i}\left(P|t,i,0 + P_{t,i,1} + P_{t,i,2} + P_{t,i,3}\right) + P^c_{t,i,4} = 1$$

Ce qui conduit à :

$$\beta_{t,i} = \frac{1 - P^c_{t,i,4}}{1 - P_{t,i,4}}$$

Dans le cas d'un calage homogène de la probabilité de décès conditionnelle, la formule est la suivante :

$$\beta_{t,i} = \frac{1 - \lambda_t P_{t,i,4}}{1 - P_{t,i,4}}$$

Cette situation se résume à l'hypothèse selon laquelle les rapports de cotes sont préservés dans les transitions autres que celles vers le décès. Pour un état initial donné i, la baisse de $P_{t,i,4}$ induit que toutes les probabilités $P_{t,i,j}$ (vers $j \neq 4$) augmentent de façon proportionnelle.

Cette hypothèse permet d'établir une référence claire et un scénario facilement comparable à nos scénarios alternatifs. Cette hypothèse est implicitement faite dans de nombreuses études précédentes. Cependant, nous la jugeons pessimiste. En effet, alors que la probabilité de décès diminue, les transitions entre les autres états restent similaires, de sorte que les risques relatifs d'être classé dans chaque état de dépendance à âge et sexe donnés restent constants. Par conséquent, nous présentons une hypothèse différente, dans laquelle les probabilités de transition entre les états de dépendance (autres que le décès) sont traitées de façon hétérogène.

1.4.2. Ajustement hétérogène des probabilités de transition : exemple d'augmentation de la probabilité de rester autonome

Notre modèle permet de manipuler chaque probabilité individuellement. Ici, nous nous intéressons à la possibilité de modifier les rapports de cotes entre les probabilités de transition des individus dont l'état initial est l'autonomie. Nous considérons la probabilité de rester autonome $P_{0,0}$, qui correspond à la plus grande part des flux observés dans les données (voir section 2.2.1). Nous définissons un paramètre α qui impacte la probabilité de rester autonome de telle sorte que cette probabilité augmente si α>1. À noter que $P^c_{t,0,0} + P^c_{t,0,1} + P^c_{t,0,4} = 1$, en conséquence de quoi nous ajustons $P_{t,0,0}$ et $P_{t,0,1}$ de façon à obtenir :

$$P^c_{t,0,0} = \frac{\alpha\left(1 + \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}}\right)}{1 + \left(\alpha \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}}\right)} P_{t,0,0}$$

$$P^c_{t,0,1} = \frac{1 + \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}}}{1 + \left(\alpha \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}}\right)} P_{t,0,1}$$

Ainsi, nous obtenons :

$$\frac{\alpha\left(1 + \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}}\right)}{1 + \left(\alpha \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}}\right)} P_{t,0,0} + \frac{1 + \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}}}{1 + \left(\alpha \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}}\right)} P_{t,0,1} + \lambda_t P_{t,0,4} = 1$$

Si $P_{t,0,0}$ augmente, la trajectoire vers la dépendance ralentit, car les individus restent autonomes pendant une période plus longue. Les politiques publiques pouvant mener à une telle évolution incluent, par exemple, des programmes d'activité physique pour les personnes âgées autonomes.

Les probabilités de transition entre les états de dépendance 1, 2 et 3 sont ajustées de façon homogène, selon la méthode expliquée ci-dessus.

Dans les scénarios du présent article, nous calons le paramètre α de façon à ce que le rapport entre l'espérance de vie sans dépendance et l'espérance de vie totale à l'âge de 65 ans reste approximativement constant (c'est le cas lorsque α = 1.015) ou augmente (lorsque α = 1.03). La crédibilité de ce choix est abordée dans l'Annexe en ligne S1 (lien vers l'Annexe en ligne à la fin de l'article). Cette hypothèse de travail

correspond à une forte augmentation de la probabilité de rester autonome, qui peut ne pas être plausible compte tenu des tendances observées par le passé.

1.5. Attribution d'un état de dépendance aux futures personnes âgées

Dans la mesure où nos projections commencent avec une population âgée de 60 ans, nous devons attribuer un état de dépendance initial aux personnes venant d'avoir 60 ans qui sont simulées dans notre modèle. Cette attribution est faite en supposant que la prévalence de la dépendance pour les personnes venant d'avoir 60 ans diminue au taux θ au fil du temps. Ainsi, sachant que $S_0^{t_0}$ est la part d'individus autonomes dans $t=0$, la part des personnes âgées ayant besoin d'aide (états 2 et 3) au moment t est calculée de sorte que :

$$1 - S_0^t = (1-\theta)^{t-t_0} \cdot \left(1 - S_0^{t_0}\right)$$

En utilisant les données de SHARE (vagues 1 à 6), nous estimons que θ est égal à 0.1. Nous supposons que ce paramètre est constant dans le temps.

1.6. Résumé des hypothèses alternatives

Notre modèle de microsimulation permet de projeter la population âgée en situation de dépendance selon différents scénarios, en combinant les options pour attribuer les baisses de la probabilité de décès et pour ajuster les transitions vers des états de dépendance autres que le décès. Ces options et les paramètres correspondants sont résumés dans le tableau 1. La comparaison de deux scénarios qui ne diffèrent qu'au niveau d'un seul paramètre permet d'évaluer l'importance de ce paramètre dans les résultats des projections.

2. Application : une projection de la population française en 2060

Cette section illustre la mise en œuvre de notre modèle. Nous projetons l'évolution de la population âgée en situation de dépendance en France et étudions la façon dont chaque paramètre affecte les résultats. Notre application repose sur deux enquêtes : l'enquête française CARE-M (2015) donne la prévalence initiale de la dépendance dans la population française en 2015 et le panel européen SHARE (2004 à 2017) donne les probabilités de transition utilisées pour projeter l'évolution des personnes âgées dépendantes au sein de la population française (voir l'encadré). Nous adaptons notre modèle aux prévisions de mortalité de l'Insee.

Tableau 1 – **Résumé des options pour élaborer les scénarios**

Options d'attribution de la baisse de la probabilité de décès aux états de dépendance initiaux ($P^C_{t,i,4}$)		
Attribution homogène (λ)	Attribution aux états d'autonomie (λ^a)	Attribution aux états de dépendance (λ^d)
Options d'ajustement sur les transitions autres que le décès ($P^C_{t,i,j}$, $j \neq 4$)		
Ajustement homogène (β)	Ajustement hétérogène (α)	

ENCADRÉ – **Données**

Enquête CARE-M :

L'enquête « Capacités, aides et ressources des seniors – Ménage » a été réalisée en 2015 par le ministère de la Santé. Elle est représentative de la population âgée de 60 ans et plus, vivant dans un logement ordinaire (i.e. hors établissements de santé ou d'hébergement pour personnes âgées). Cette enquête fournit des renseignements sur les caractéristiques socio-économiques et la santé d'environ 10 000 personnes. Nous utilisons ces données pour mesurer la prévalence initiale de la dépendance selon l'âge et le sexe. Nous utilisons les pondérations fournies dans l'enquête pour tenir compte du suréchantillonnage des personnes en mauvaise santé. Ainsi, les prévalences estimées sont représentatives par âge, sexe et état de dépendance.

La figure A montre que, pour les deux sexes, la proportion de personnes autonomes est supérieure à 80 % à l'âge de 60 ans. À 90 ans, 38 % des hommes et 18 % des femmes sont encore autonomes. La plus forte prévalence de la dépendance chez les femmes s'explique en partie par le fait bien connu qu'elles vivent plus longtemps que les hommes, même en situation de dépendance.

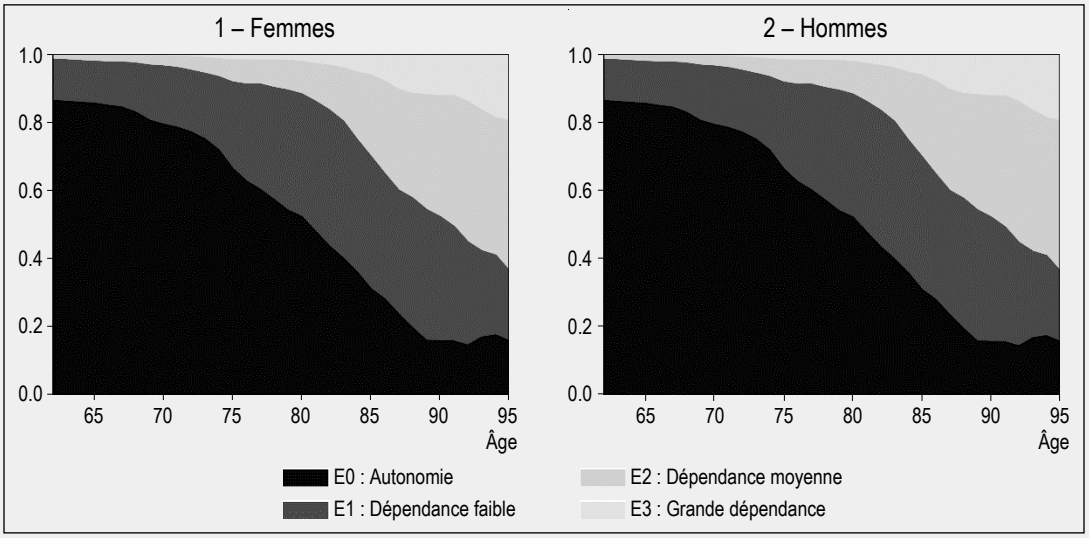
SHARE :

L'enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe – ou « Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe », SHARE – (Börsch-Sulan, 2020) est une enquête en panel qui fournit des informations sur les personnes de 50 ans et plus vivant dans l'un des 21 pays européens inclus dans l'enquête. La première vague a été collectée en 2004/2005.

➔

ENCADRÉ – *(suite)*

Figure A – **États de dépendance en France, par âge**



Échantillon : personnes âgées de 60 ans et plus, vivant en logement ordinaire en France, ayant répondu au questionnaire sur la santé. La figure A-1 s'appuie sur un échantillon de 6 519 femmes, la figure A-2 de 4 109 hommes.
Source : CARE-M, 2015.

Nous utilisons les données des vagues 4, 5 et 6 (menées respectivement en 2011, 2013 et 2015). Nous limitons notre échantillon aux personnes des pays enquêtés dans les vagues 4, 5 et 6, vivant dans un logement ordinaire, qui répondent à des questions sur la santé et sont observables durant au moins deux vagues consécutives (c'est-à-dire 4 et 5 ou 5 et 6). En raison de ces restrictions, nous considérons des individus venant de 13 pays : Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Estonie, France, Italie, Pays-Bas, République tchèque, Slovénie, Suède et Suisse. L'inclusion de ces pays dans l'échantillon, au lieu de se restreindre à la France, nous permet de mesurer un large éventail d'états de dépendance, tout en conservant une puissance statistique suffisante.

La population cible (pour la première vague) est constituée de personnes nées en 1954 ou avant et leur conjoint le cas échéant, indépendamment de son âge. Les questions concernant la santé sont légèrement différentes dans SHARE et dans CARE-M.

Nous sélectionnons, comme dans les données de CARE-M, les personnes âgées de 60 ans et plus. Nous nous appuyons sur les données de SHARE pour estimer la matrice $P|a,g$ et la probabilité de passer de l'état i à l'état j pour chaque âge a et pour chaque sexe g. Nous n'utilisons pas les pondérations individuelles de SHARE, car les probabilités de transition sont conditionnelles à l'âge, au sexe et au pays. Ces probabilités de transition sont ensuite calibrées pour correspondre aux cibles de mortalité, comme décrit à la section 1.2.

L'Annexe en ligne S2 fournit des renseignements supplémentaires sur les données de SHARE, sur notre échantillon et les choix que nous avons faits pour harmoniser les projections de population issues des données de SHARE et de CARE-M.

Données de projection de l'Insee :

Nous utilisons les projections de mortalité de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) afin d'aligner notre modèle de microsimulation sur des cibles démographiques crédibles (Blanpain & Buisson, 2019). Nous nous appuyons sur les projections de 2013. Des projections plus récentes sont disponibles, mais elles sont postérieures à l'année au cours de laquelle nous mesurons la prévalence initiale, c'est-à-dire 2015. Nous considérons le scénario démographique central, qui correspond à la projection de population standard. Les hypothèses sous-jacentes en termes d'espérance de vie, de fécondité et de migration sont détaillées dans le tableau A. Nous utilisons les probabilités de décès âge×sexe pour calibrer les probabilités de décès $P^{C}_{t,.,4}$ par sexe et par âge à chaque date t.

Tableau A – **Hypothèses démographiques de 2015 à 2060**

	Population jeune	Population intermédiaire	Population âgée
Espérance de vie Femmes	88.6 ans	91.1 ans	93.6 ans
Espérance de vie Hommes	83.5 ans	86.0 ans	88.5 ans
Taux de fécondité	2.1	1.95 à partir de 2015	1.8
Migration nette	+150 000	+100 000	+50 000

Note : les hypothèses démographiques sous-jacentes à la population jeune impliquent une espérance de vie de 88.6 ans pour les femmes et de 83.5 ans pour les hommes, un taux de fécondité de 2.1 et une migration nette de 150 000 personnes.
Source : Blanpain & Chardon (2010).

2.1. Scénarios

Nous présentons cinq scénarios qui résultent de différentes combinaisons des options résumées au tableau 1.

Dans le scénario de référence, nous projetons le nombre de personnes dans chaque état de dépendance selon une attribution homogène de la mortalité par état de dépendance initial. Nous ajustons ensuite les autres transitions de façon homogène. Dans ce scénario, les sources des gains d'espérance de vie ne sont pas spécifiques aux personnes dans un état de dépendance particulier : ils peuvent découler, par exemple, d'une augmentation globale des investissements consacrés aux hôpitaux ne visant pas certains services plutôt que d'autres.

Et au contraire, les scénarios « Autonomie » et « Dépendance » sont des cas extrêmes de baisse de la probabilité de décès résultant du ciblage de populations spécifiques (en bonne santé ou en mauvaise santé). Par exemple, le scénario « Autonomie » pourrait correspondre à une situation dans laquelle une campagne de prévention nationale vise à détecter le cancer du sein chez les femmes. Cela augmente ainsi l'espérance de vie des personnes qui sont relativement autonomes. En revanche, le scénario « Dépendance » pourrait refléter la décision d'investir dans les soins aux personnes touchées par la maladie d'Alzheimer ou dans la recherche de traitements de cette maladie. Techniquement, les deux scénarios correspondent à une attribution différente de la baisse de la probabilité de décès et à un changement correspondant du paramètre. À noter que cette approche est plus flexible que celle de Leaf *et al.* (2020), qui appliquent uniformément un « facteur de réduction » aux probabilités de décès pour saisir l'effet de l'innovation médicale. Au contraire, nous permettons ici que les probabilités de décès varient en fonction de l'état de dépendance initial.

Les deux derniers scénarios (« Rester autonome ») consistent à augmenter la probabilité de rester autonome, les autres paramètres étant constants. Cela pourrait correspondre, par exemple, à une campagne nationale favorisant l'activité physique chez les personnes âgées. Le scénario « Rester autonome – augmentation de 1.5 % » consiste à fixer l'augmentation annuelle de la probabilité de rester autonome à 1.5 %. Dans ce contexte, le rapport entre l'espérance de vie sans perte d'autonomie et l'espérance de vie totale à l'âge de 65 ans reste à peu près constant dans nos simulations. Le scénario « Rester autonome – augmentation de 3 % » repose sur une augmentation de 3 % de cette probabilité.

Les scénarios et les hypothèses établies pour chacun d'entre eux sont présentés au tableau 2. Un rappel des paramètres du modèle est fourni au tableau 3.

Notre scénario de référence repose sur des hypothèses plutôt pessimistes. En particulier, une attribution homogène de la baisse de la probabilité de décès dans tous les états implique qu'une augmentation de l'espérance de vie se traduit par une plus grande part d'espérance de vie avec perte d'autonomie.

Tableau 2 – **Définition de cinq scénarios**

Scénario	Option 1 Attribution de la baisse de la mortalité	Option 2 Ajustement des autres transitions
Référence	Homogène	Homogène
Gains de survie en situation d'autonomie	Autonomie	Homogène
Gains de survie en situation de dépendance	Dépendance	Homogène
Rester autonome – augmentation de 1.5 %	Homogène	Hétérogène
Rester autonome – augmentation de 3.0 %	Homogène	Hétérogène

Tableau 3 – **Paramètres des modèles**

Paramètre	Définition	Formule
λ	Poids appliqué aux probabilités de mortalité	$\lambda = \frac{P_4^{INSEE}}{\sum P_{i,4} N_i}$
μ	Part des gains d'espérance de vie attribués aux états d'autonomie	$\mu = 0$ or $\mu = 1$
β	Poids appliqué aux transitions entre les états de dépendance	$\beta = \frac{1-\lambda \, . \, P_{i,4}}{1-P_{i,4}}$
α	Évolution de la probabilité de rester autonome	$\alpha = 1$ or $\alpha = 1.015$ or $\alpha = 1.03$
θ	Diminution (en %) de la part des personnes dépendantes âgées de 60 ans	Exogène, $\theta = 0.1$

Note : P_{i4} est la probabilité de décéder d'une personne dans l'état i, N_i est la population dans l'état i, P^{INSEE} sont les projections de mortalité de l'Insee.

Une telle hypothèse est implicitement faite dans plusieurs études, par exemple celles citées par Comas-Herrera *et al.* (2006). Il s'agit d'une hypothèse cruciale, car les projections relatives à la dépendance des personnes âgées dépendent en grande partie de la source des gains d'espérance de vie. Ici, nous rendons cette hypothèse explicite dans le modèle. Nous montrons ensuite dans quelle mesure ce choix affecte la projection de la population en situation de dépendance ou de handicap.

2.2. Résultats

Dans cette section, nous présentons les résultats de l'application de notre modèle de microsimulation. Nous présentons d'abord les probabilités de transition estimées à l'aide des données de SHARE, puis l'évolution projetée de la population âgée dépendante dans les scénarios définis ci-dessus.

2.2.1. Probabilités de transition

Le tableau 4 présente les probabilités moyennes de passer d'un état de dépendance à un autre, conditionnellement aux caractéristiques observées (âge et sexe)[6].

Nos probabilités de transition sont estimées sur un échantillon de 13 pays européens, ce qui nous permet d'atteindre une puissance statistique acceptable pour estimer les transitions sur une échelle de 5 niveaux. Mais cela peut avoir plusieurs inconvénients en contrepartie. Nous réalisons donc divers tests de robustesse. Premièrement, nous vérifions si cet échantillon est représentatif de la situation en France, en comparant les probabilités de transition mesurées pour l'ensemble de l'échantillon et pour l'échantillon restreint aux individus français (voir l'Annexe en ligne S3, section 2). Nous voulons également nous assurer que nos résultats ne sont pas sensibles aux spécificités de certains des 13 pays sélectionnés. Une comparaison des probabilités de transition de référence avec les estimations d'échantillons alternatifs de pays montre qu'elle ne modifie pas nos principaux résultats (voir l'Annexe en ligne S3, section 3). Nous vérifions également que l'inclusion de variables de contrôle supplémentaires dans l'estimation ne modifie pas ces résultats (voir l'Annexe en ligne S3, section 4). Pour finir, nous vérifions que, lorsque des transitions aux états non immédiatement voisins sont identifiées et modifiées, seule une petite partie de notre échantillon est concernée. Nous vérifions que nos résultats ne sont pas sensibles à ces modifications (voir l'Annexe en ligne S3, section 5).

Le processus de perte d'autonomie varie selon le sexe. L'Annexe en ligne S4 fournit des résultats supplémentaires, en séparant les hommes et les femmes en deux échantillons distincts (voir le tableau S4-1 de l'Annexe en ligne S4). Les écarts entre les sexes sont plus frappants dans les deux états de dépendance les plus importants, notamment en ce qui concerne les probabilités de décès.

Dans la mesure où les probabilités de transition ont changé ces dernières années, l'utilisation des anciennes vagues de l'enquête SHARE pourrait nuire à la qualité de l'estimation du processus de perte d'autonomie. Nous avons utilisé les plus anciennes vagues de SHARE au lieu des plus récentes (voir le tableau S4-2 de l'Annexe en ligne S4), et cela n'engendre que des changements mineurs.

2.2.2. Projection de la population âgée dépendante

Nous illustrons maintenant les résultats pouvant être obtenus à l'aide de ce modèle de microsimulation, en tenant compte du nombre de personnes âgées dépendantes qui sont projetées jusqu'en 2060 et de la façon dont ces projections varient

6. À titre d'exemple, nous présentons également les prédictions ajustées de nos modèles logit multinomiaux pour une femme de 70 ans et un homme de 70 ans, à la section 1 de l'Annexe en ligne S3.

Tableau 4 – **Estimation des probabilités de transition entre les états de dépendance**

	Autonomie	Niveau de dépendance			Décès
	(E0)	Faible (E1)	Moyen (E2)	Important (E3)	(E4)
E0	0.82	0.16	x	x	0.02
E1	0.34	0.36	0.23	x	0.07
E2	x	0.33	0.27	0.26	0.13
E3	x	x	0.27	0.50	0.23

Note : la probabilité de rester autonome est estimée à 82 %. Une personne ayant une dépendance faible (E1) présente une probabilité de retrouver son autonomie (E0) de 34 %, de conserver une dépendance faible de 36 %, de devenir moyennement dépendante (E2) de 23 % et de décéder (E4) de 7 %.
Échantillon : personnes âgées de 60 ans et plus, dans l'un des 13 pays inclus (cf. encadré), ayant répondu au questionnaire sur la santé dans au moins deux vagues consécutives. Nous excluons les conjoints de l'échantillon.
Source : vagues 4, 5 et 6 de l'enquête SHARE.

selon les scénarios. Nous utilisons les probabilités de transition spécifiques à chaque âge×sexe mentionnées précédemment, en recalant les probabilités de décès à l'aide des prévisions de mortalité de l'Insee pour chaque année. Par exemple, la première étape consiste à réajuster les probabilités de décès de 2015 pour qu'elles soient égales aux probabilités de décès fournies dans les prévisions de population de l'Insee en 2015 à partir de son scénario démographique central.

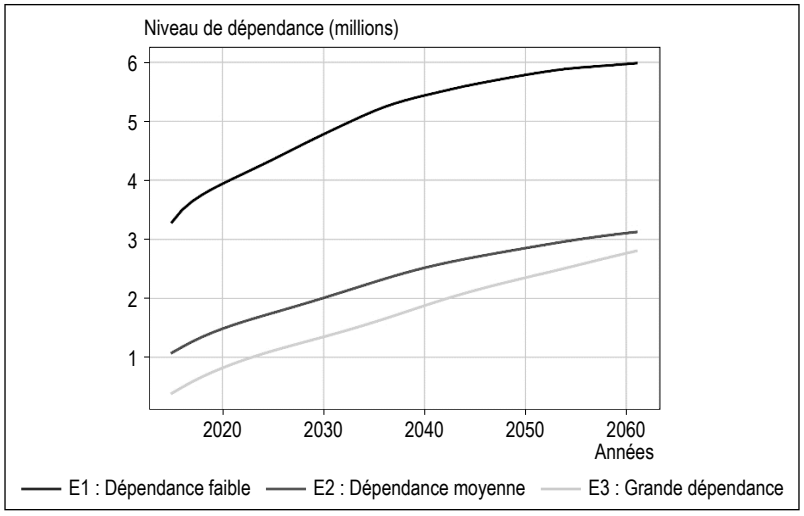
La figure II montre l'évolution du nombre de personnes dépendantes dans le scénario de référence, dans lequel les gains d'espérance de vie sont redistribués de façon homogène entre les états de dépendance. Selon nos projections, nous estimons que, en 2060, 2.7 millions de personnes seront dans un état de grande dépendance (état 3, signifiant qu'elles ont au moins une limitation fonctionnelle, une limitation dans les AIVQ et une limitation dans les AVQ). Cette prévision est plus pessimiste que la projection française fondée sur une approche administrative de la dépendance (par exemple, Charpin & Tlili (2011) projetent environ 2.3 millions de personnes agées dépendantes). Elle est compatible avec le principe selon lequel la mesure épidémiologique de la dépendance prend en compte les personnes qui ne demandent pas d'allocation.

La figure III montre l'évolution du nombre de personnes moyennement et très dépendantes (celles classées dans les états 2 et 3, c'est-à-dire avec des limitations dans les AIVQ ou les AVQ) parmi la population âgée de 60 ans ou plus, dans tous les scénarios. Nous avons fixé le scénario de référence à 100 afin que toute divergence corresponde à la différence entre la projection d'un scénario et le scénario de référence.

Premièrement, nous comparons la projection du scénario de référence aux scénarios « Gains de survie en situation d'autonomie » et « Gains de survie en situation de dépendance » (figure III-A). Le scénario « Gains de survie en situation d'autonomie » conduit à anticiper 15 % de personnes moyennement ou très dépendantes de moins que dans le scénario de référence en 2060. À mesure que la probabilité de décès des personnes autonomes diminue, et parce que tous les gains de survie leur sont attribués, elles restent plus longtemps dans l'état d'autonomie. Le nombre de personnes moyennement ou très dépendantes prévu est plus faible que dans le scénario de référence. La baisse de la probabilité de décès dans le scénario de dépendance aboutit sur une population comprenant 10 % de personnes âgées moyennement ou très dépendantes de plus que dans le scénario de référence en 2060. Cela est dû au fait que l'espérance de vie des personnes dépendantes augmente. Vers 2030, la différence entre les deux scénarios et le scénario de référence reste constante, en raison de l'arrivée progressive des *baby-boomers* dans les états de dépendance. Dans le scénario de référence, le nombre de personnes dépendantes est déjà important à partir de 2030, ce qui implique que la différence avec les deux scénarios reste constante par la suite.

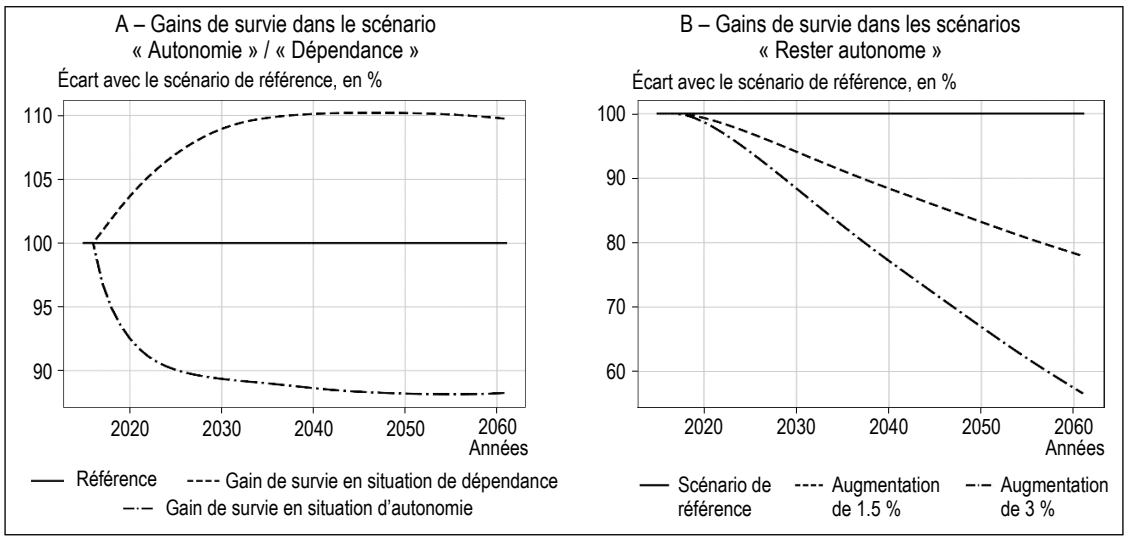
Nous comparons ensuite les projections du scénario de référence aux scénarios « Rester autonome » (figure III-B). Le premier scénario, dans lequel nous avons fixé l'augmentation annuelle de la probabilité de rester autonome à 1.5 % (de sorte que le rapport entre l'espérance

Figure II – **Évolution de la dépendance dans la population française de 60 ans et plus, scénario de référence**



Échantillon : toutes les personnes âgées de 60 ans et plus.

Figure III – **Évolution de la dépendance (limitations dans les AIVQ ou les AVQ) parmi la population de 60 ans et plus, selon le scénario**



Note : Figure A : la dépendance inclut les personnes classées dans les états 2 ou 3. En 2060, le scénario « Gains de survie en situation de dépendance » conduit à une prévision de 1.1 fois plus de personnes dépendantes que le scénario de référence. Le scénario « Gains de survie en situation d'autonomie » conduit à une prévision de 1.11 fois moins de personnes dépendantes que le scénario de référence. Figure B : en 2060, le scénario « Augmentation de 1.5 % de la probabilité de rester autonome » conduit à une prévision de 1.28 fois moins de personnes dépendantes que le scénario de référence. Le scénario « Augmentation de 3 % » conduit à une prévision de 1.81 fois moins de personnes dépendantes que le scénario de référence. Mécaniquement, lorsque nous ne modifions pas la probabilité de rester autonome l'écart avec le scénario de référence est nul.

de vie sans perte d'autonomie et l'espérance de vie totale à 65 ans reste approximativement constant), conduit à anticiper 20 % de personnes moyennement ou très dépendantes de moins que dans le scénario de référence, où la probabilité de rester autonome est constante dans le temps. Le fait de fixer l'augmentation de la probabilité à 3 % aboutit sur environ 45 % de personnes moyennement ou très dépendantes en moins.

Ces résultats reposent sur les hypothèses démographiques du scénario central de l'Insee. Afin de tester la sensibilité de nos résultats à ces hypothèses démographiques, nous avons adopté alternativement les hypothèses des scénarios « Population jeune » et « Population âgée » des projections de l'Insee (cf. encadré et tableau A). Ces hypothèses conduisent à des proportions de personnes moyennement et très dépendantes (dans les états 2 et 3) qui sont respectivement inférieures de 12 % et supérieures de 20 % à celles obtenues à l'aide des hypothèses démographiques du scénario central. Ces résultats sont présentés dans l'Annexe en ligne S4.

2.2.3. Projection des tendances de morbidité

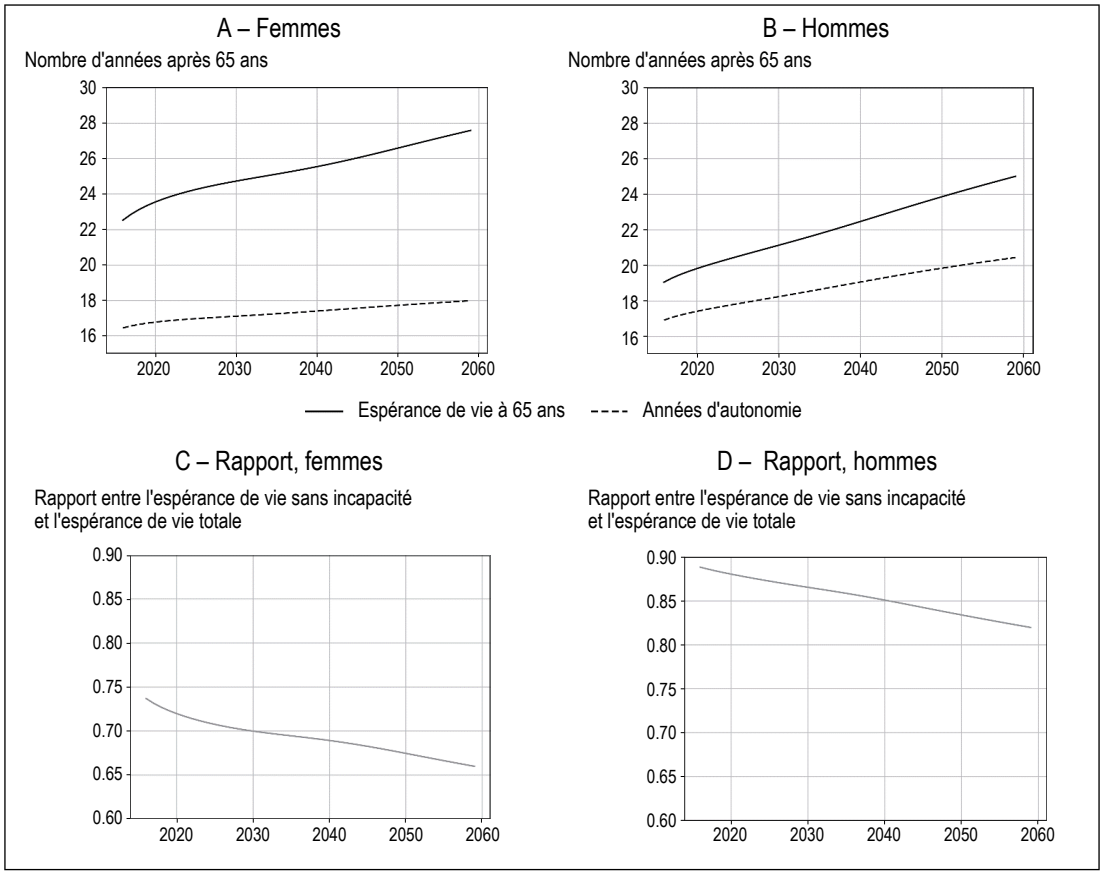
Nous passons maintenant à la projection de l'espérance de vie sans incapacité par rapport à l'espérance de vie totale. Nous calculons le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale à l'âge de 65 ans. Les années sans incapacité sont toutes les années passées dans l'état 0 ou 1, c'est-à-dire sans aucune limitation dans les AIVQ ou les AVQ.

La figure IV montre le nombre prévu d'années sans incapacité à l'âge de 65 ans par rapport à l'espérance de vie totale à l'âge de 65 ans dans le scénario de référence. Pour les hommes, la projection établie pour 2060 conduit à anticiper qu'à l'âge de 65 ans, en moyenne, les années sans incapacité représenteront 20.5 des 24.7 années d'espérance de vie restante. Cela correspond à un rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale de 0.82. Pour les femmes, en 2060 ce rapport s'abaisse à 0.65, correspondant à 17.9 années de vie sans incapacité sur les 27.5 années d'espérance de vie.

Ces prévisions sont relativement pessimistes, en cohérence avec les hypothèses pessimistes retenues. En effet, l'espérance de vie sans incapacité devrait augmenter moins rapidement que l'espérance de vie, en particulier chez les femmes. Les tendances observées sur le passé reflètent l'inverse : Cambois *et al.* (2008) montrent que, entre les années 1980 et 2002-2003, pour les hommes comme pour les femmes, l'espérance de vie sans incapacité (en ne tenant compte que des dépendances importantes) a plus augmenté que l'espérance de vie totale.

Plusieurs études antérieures projetant l'évolution du nombre de personnes âgées dépendantes supposaient dans leur scénario central que le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale resterait constant (Lecroart *et al.*, 2013 ; Marbot & Roy, 2015 ; Roussel, 2017).

Figure IV – **Espérance de vie totale et espérance de vie sans incapacité à 65 ans, scénario de référence**



Note : Dans le scénario de référence, l'espérance de vie sans incapacité des femmes est d'environ 16.5 ans en 2015 pour atteindre à 17.9 ans en 2060, tandis que l'espérance de vie totale varie de 22.5 ans à 27.5 ans en 2060. Le ratio de ces deux grandeurs valait 74 % en 2015 pour atteindre 65 % en 2060. L'espérance de vie sans incapacité, respectivement totale, des hommes varie de 17, respectivement 19, en 2015 à 20.5, respectivement 24.7. Le ratio passe donc de 89 % à 82 %.

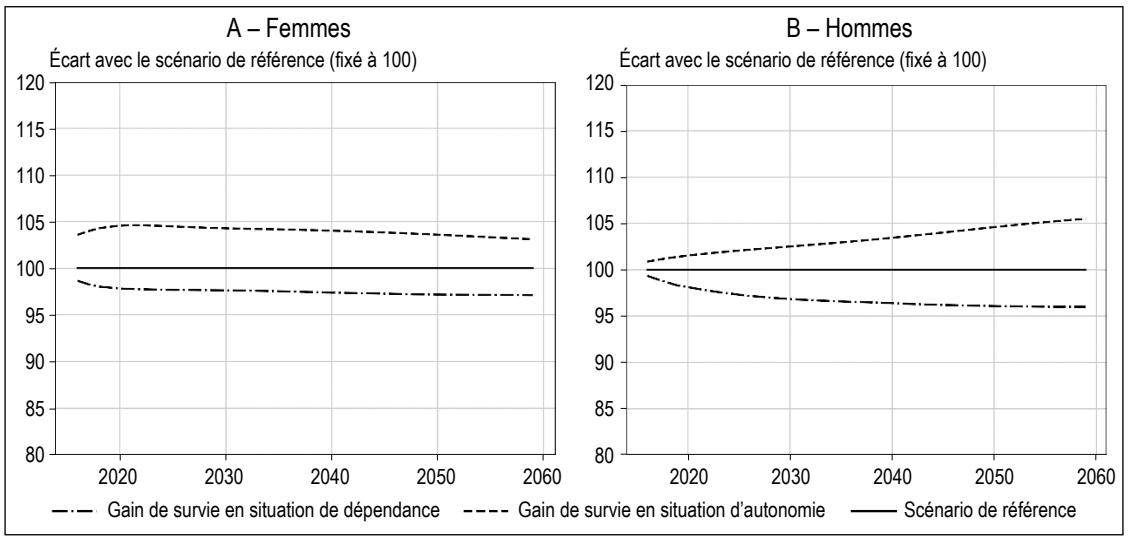
Nous regardons maintenant si des hypothèses plus optimistes peuvent engendrer une projection du rapport entre espérance de vie sans incapacité et espérance de vie totale plus conforme aux tendances et études antérieures.

La figure V compare les évolutions du rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale avec les baisses de la probabilité de décès attribuées à l'autonomie ou à la dépendance (le scénario de référence est ici aussi fixé à 100), séparément pour les femmes et pour les hommes. Pour les hommes, le scénario dans lequel tous les gains sont attribués aux personnes autonomes conduit à prévoir un rapport supérieur de 5 % à la projection du scénario de référence (figure V-B). Dans la mesure où l'espérance de vie sans incapacité augmente plus rapidement que l'espérance de vie totale, le rapport augmente également. Logiquement, le scénario dans lequel la totalité de la baisse de la probabilité de décès est attribuée aux personnes dépendantes conduit à prévoir un rapport inférieur de 5 % à celui du scénario de référence. Pour les femmes (figure V-A), l'écart par rapport au scénario de référence est plus faible, avec une différence de 2 % ou 3 % pour chaque scénario, et moins symétrique.

Pour finir, nous examinons le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale lorsqu'on fait varier la probabilité de rester autonome. Chez les femmes (figure VI-A), l'augmentation de 1.5 % de la probabilité de rester autonome fait augmenter le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale de 10 % en 2060 par rapport au scénario de référence. L'incidence est deux fois plus faible chez les hommes (figure VI-B), soit environ 5 % en 2060. Dans le scénario où l'augmentation de la probabilité de rester autonome est fixée à 3 %, le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale est supérieur de 23 % chez les femmes en 2060, et de 14 % chez les hommes.

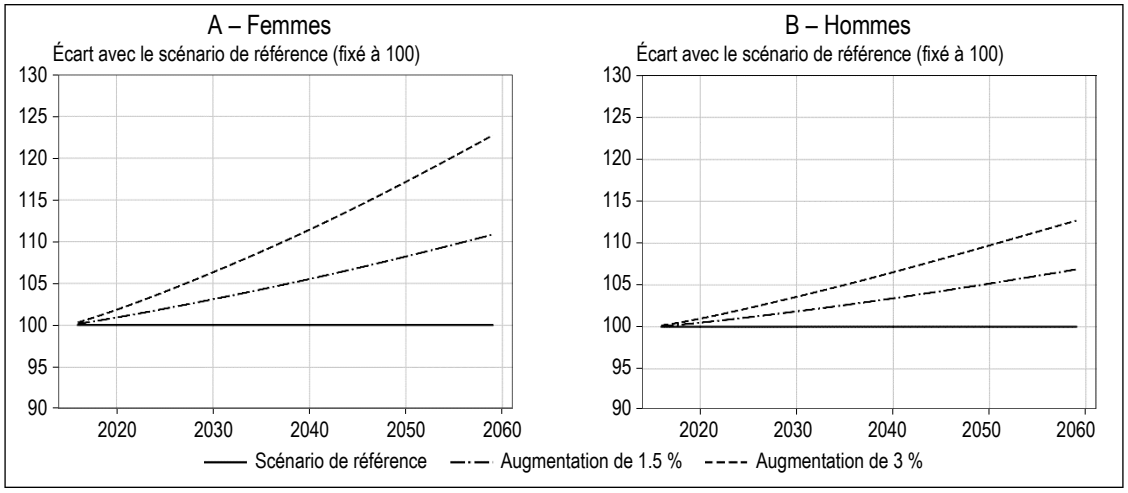
Nous présentons les mêmes comparaisons pour les scénarios démographiques en mesurant, pour les scénarios « Population jeune » et « Population âgée », le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie

Figure V – **Rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale après l'âge de 65 ans, par scénario d'attribution des gains de survie**



Note : en 2060, compte tenu du scénario « Gains de survie en situation d'autonomie », le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale devrait être supérieur de 5 % à celui du scénario de référence pour les hommes.

Figure VI – **Rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale après l'âge de 65 ans, selon l'augmentation de la probabilité de rester autonome**



Note : en 2060, compte tenu du scénario « Augmentation de 1.5 % », il est prévu que le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale soit supérieur de 10 % à celui du scénario de référence pour les femmes.

totale. Ces ratios sont comparés à ceux mesurés dans le scénario de référence (voir la figure S4-I, dans l'Annexe en ligne S4), pour illustrer à nouveau comment les hypothèses démographiques influencent ces projections. Le scénario « Population jeune » conduit à un rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale supérieur de 4 % chez les femmes et de 2.5 % chez les hommes, et le scénario « Population âgée » conduit à un rapport inférieur de 5 % chez les femmes et de 2.5 % chez les hommes. Nous en concluons que la modification de nos principales hypothèses démographiques selon différentes prévisions d'espérance de vie (population jeune, intermédiaire ou âgée) ne modifie pas radicalement les principaux résultats de notre scénario de référence.

* *
*

Le présent article vise à améliorer la compréhension des scénarios qui pourraient engendrer une baisse ou une hausse de la morbidité. Il étudie, par exemple, comment le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale est affecté par la baisse de la probabilité de décès ou l'évolution de la prévalence de la dépendance. À cette fin, nous élaborons une nouvelle approche méthodologique pour projeter l'augmentation des besoins de prise en charge de la dépendance des personnes âgées. Une hypothèse-clé est la façon dont les gains d'espérance de vie sont attribués aux différents états de dépendance. Nous estimons les taux de

transition entre différents états de dépendance, afin de rendre cette hypothèse-clé explicite. Le modèle permet d'isoler l'effet de chaque paramètre. Par conséquent, il pourrait être utilisé pour estimer l'incidence à long terme sur la population dépendante d'une avancée de la médecine, d'une pandémie ou d'une politique de prévention nationale, en émettant des hypothèses sur quelle probabilité de transition ces événements affecteraient[7].

Dans notre exemple d'application, nous projetons l'évolution de la population âgée dépendante en France en 2060. Nous utilisons le panel européen SHARE pour estimer les probabilités de transition d'un état de dépendance à un autre, et l'enquête française CARE-M pour déterminer la prévalence initiale de chaque état de dépendance dans la population française de personnes âgées de 60 ans et plus vivant dans un logement ordinaire (i.e. hors établissements de santé ou d'hébergement pour personnes âgées).

Nous montrons que les hypothèses visant à attribuer les baisses de la probabilité de décès aux différents états de dépendance jouent sur la prévision de la dépendance : le nombre anticipé de personnes âgées dépendantes varie chaque année de +/−10 % par rapport au scénario de référence, et le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale varie de +/−5 %. Les hypothèses liées à l'évolution de la probabilité de rester autonome ont une incidence plus importante sur la projection, avec une diminution d'environ 20 % du nombre de personnes dépendantes lorsque la probabilité de rester autonome augmente de 1.5 % chaque année. Dans ce cas, le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale augmente de 5 %.

Notre exemple d'application a deux limites principales. Premièrement, le nombre de variables explicatives utilisées pour l'estimation est limité, car seuls l'âge et le sexe sont contrôlés. Deuxièmement, notre analyse se concentre sur les personnes qui vivent dans un logement ordinaire, c'est-à-dire qu'elle exclut celles qui vivent dans les établissements d'hébergement pour personnes âgées (EHPAD ou logement-foyer), qui pourraient présenter un niveau de dépendance plus important. Cela pourrait conduire à une prévision sous-estimée de la part des personnes âgées dépendantes. Toutefois, cette sous-estimation pourrait être limitée, car la part des personnes âgées vivant dans un établissement de santé ou pour personnes âgées est de 4 % (Carrère & Roy, 2020). Par ailleurs, le temps passé dans un tel établissement est relativement court, la moitié des séjours durant moins de 18 mois et les trois quarts des séjours durant moins de quatre ans (Fizzala, 2017).

De façon plus générale, notre application souligne que l'élaboration d'un scénario plausible exige de travailler en détail sur l'évolution passée de paramètres spécifiques, afin de faire des hypothèses sur leur évolution. Des hypothèses spécifiques sur l'évolution des soins médicaux et sanitaires permettent également d'élaborer des scénarios concernant l'évolution de la dépendance. La force de la microsimulation n'est que marginalement exploitée dans le présent article, car nous utilisons un ensemble limité de covariables – il serait possible d'appliquer une macrosimulation ou des simulations cellulaires à la place. Toutefois, en tant que contribution méthodologique, elle montre le potentiel de cette approche. Des recherches complémentaires sont nécessaires pour élaborer de tels scénarios en se fondant sur des hypothèses plausibles. En outre, il convient de souligner que ces résultats ne permettent pas de déterminer si les besoins d'aide seront satisfaits ou non. La baisse de l'offre de professionnels aidants (aide-ménagère, auxiliaire de vie) pourrait limiter cet objectif. Des recherches complémentaires sur l'évolution de l'offre d'aide formelle et informelle pourraient aider à élaborer les politiques publiques. □

7. *Le modèle de microsimulation est disponible sur demande.*

Lien de l'Annexe en ligne :
www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/7615288/02_ES538_BenJelloul-et-al_Annexe_en_ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

Ahmadi-Abhari, S., Guzman-Castillo, M., Bandosz, P., Shipley, M. J., …, & Brunner, E. (2017). Temporal trend in dementia incidence since 2002 and projections for prevalence in England and Wales to 2040: modelling study. *BMJ*, 358, 1–15. https://doi.org/10.1136/bmj.j2856

Barberger-Gateau, P., Rainville, C., Letenneur, L. & Dartigues, J.-F. (2000). A hierarchical model of domains of disablement in the elderly: a longitudinal approach? *Disability and Rehabilitation*, 22(7), 308–317. https://doi.org/10.1080/096382800296665

Blanpain, N. & Buisson, G. (2019). Projections de population 2013-2070 pour la France : méthode et principaux résultats. Insee, *Document de travail* N° F1606. https://hal.science/hal-02150595

Blanpain, N., & Chardon, O. (2010). Projections de population 2007-2060 pour la France métropolitaine: méthode et principaux résultats. Insee, *Document de travail* N° F1008.
https://hal.science/hal-02150291/document

Bontout, O., Colin, C. & Kerjosse, R. (2002). Personnes âgées dépendantes et aidants potentiels: une projection à l'horizon 2040. DREES, *Études et Résultats* N° 160.
https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/personnes-agees-dependantes-et-aidants-potentiels-une-projection

Börsch-Supan, A. (2020). SHARE All Waves Coverscreen, 2020. type: dataset.
https://doi.org/10.6103/SHARE.wXcvr.500

Cai, L. & Lubitz, J. (2007). Was there compression of disability for older Americans from 1992 to 2003? *Demography*, 44(3), 479–495. https://doi.org/10.1353/dem.2007.0022

Cambois, E. & Lièvre, A. (2007). Les passages de l'autonomie à la dépendance. *Gérontologie et société*, 121(2), 85–102. https://doi.org/10.3917/gs.121.0085

Cambois, E. & Robine, J.-M. (2014). Les espérances de vie sans incapacité : un outil de prospective en santé publique. *Informations sociales* N° 183, 106–114. https://doi.org/10.3917/inso.183.0106

Cambois, E., Clavel, A., Romieu, I. & Robine, J.-M. (2008). Trends in disability-free life expectancy at age 65 in France: consistent and diverging patterns according to the underlying disability measure. *European Journal of Ageing*, 5(4), 287–298. https://doi.org/10.1007/s10433-008-0097-1

Carrère, A. & Roy, D. (2020). Construire 1 000 EHPAD d'ici 2030 ou repenser la prise en charge des personnes âgées dépendantes ? *Blog ipp.eu,* décembre.
https://blog.ipp.eu/2020/12/02/construire-1-000-ehpad-dici-2030-ou-repenser-la-prise-en-charge-des-personnes-agees-dependantes/

Charpin, J.-M. & Tlili, C. (2011). Perspectives démographiques et financières de la dépendance. DREES, *Technical Report*. https://medias.vie-publique.fr/data_storage_s3/rapport/pdf/114000333.pdf

Colombo, F., Llena-Nozal, A., Mercier, J. & Tjadens, F. (2011). Help wanted? *Ageing and long-term care*, 17(2-3). http://www.edesdeproject.eu/images/download/Eurohealth-Vol17-No-2-3-Web.pdf#page=6

Comas-Herrera, A., Wittenberg, R., Costa-Font, J., Gori, C., Di Maio, A., Patxot, C., Pickard, L., Pozzi, A. & Rothgang, H. (2006). Future Long-Term Care Expenditure in Germany, Spain, Italy and the United Kingdom. *Ageing and Society*, 26(2), 285–302. https://doi.org/10.1017/S0144686X05004289

Crimmins, E., Hayward, M., Hagedorn, A., Saito, Y. & Brouard, N. (2009). Change in Disability-Free Life Expectancy for Americans 70 Years Old and Older. *Demography*, 46(3), 627–646.
https://doi.org/10.1353/dem.0.0070

Duée, M. & Rebillard, C. (2006). La dépendance des personnes âgées : une projection en 2040. Insee, *Données sociales : La société française,* 7, 613–619.
http://www.eurohex.eu/bibliography/pdf/Duee_DonneesSociales_2006-2019377666/Duee_DonneesSociales_2006.pdf

Favreault, M., Smith, K. & Johnson, R. (2015). The Dynamic Simulation of Income Model (DYNASIM). Research Report. Washington DC: Urban Institute.
https://www.urban.org/sites/default/files/publication/67366/2000391-The-Dynamic-Simulation-of-Income-Model-DYNASIM-%20An-Overview.pdf

Fizzala, A. (2017). Les durées de séjour en EHPAD. *Les dossiers de la DREES,* 15, 1–38.
https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/les-dossiers-de-la-drees/les-durees-de-sejour-en-ehpad-une-analyse-partir-de-lenquete

Fukawa, T. (2012). Projection of Social Burden of the Elderly in Japan Using INAHSIM-II. *Epidemiology Research International*, 2012, 1–9. https://doi.org/10.1155/2012/832325

Hancock, R. , Comas-Herrera, A., Wittenberg, R. & Pickard, L. (2005). Who Will Pay for Long-Term Care in the UK? Projections Linking Macro and Micro-Simulation Models. *Fiscal Studies*, 24(4), 387–426. https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2003.tb00089.x

Hennessy, D. A., Flanagan, W. M., Tanuseputro, P., Bennett, C., …, & Manuel, D. G. (2015). The Population Health Model (POHEM): An overview of rationale, methods and applications. *Population Health Metrics*, 13(24). https://doi.org/10.1186/s12963-015-0057-x

Johnson, R., Toohey, D. & Wiene, J. (2007). Meeting the Long-Term Care Needs of the Baby Boomers: How Changing Families Will Affect Paid Helpers and Institutions. *Discussion Paper 07-04*. Washington, DC: Urban Institute. https://www.urban.org/sites/default/files/publication/43026/311451-Meeting-the-Long-Term-Care-Needs-of-the-Baby-Boomers.PDF

Katz, S., Downs, T. D., Cash, H. R. & Grotz, R. C. (1970). Progress in Development of the Index of ADL. *The Gerontologist,* 10(1), 20–30. https://doi.org/10.1093/geront/10.1_Part_1.20

Kingston, A., Comas-Herrera, A. & Jagger, C. (2018a). Forecasting the care needs of the older population in England over the next 20 years: estimates from the Population Ageing and Care Simulation (PACSim) modelling study. *The Lancet Public Health*, 3(9), 447–455. https://doi.org/10.1016/S2468-2667(18)30118-X

Kingston, A., Robinson, L., Booth, H., Knapp, M. & Jagger, C. (2018b). Projections of multi-morbidity in the older population in England to 2035: estimates from the Population Ageing and Care Simulation (PACSim) model. *Age and Ageing*, 47(3), 374–380. https://doi.org/10.1093/ageing/afx201

Lawton, M. P. & Brody, E. M. (1969). Assessment of older people: self-maintaining and instrumental activities of daily living. *The Gerontologist*, 9(3), 179–186. http://www.eurohex.eu/bibliography/pdf/Lawton_Gerontol_1969-1502121986/Lawton_Gerontol_1969.pdf

Leaf, D. E., Tysinger, B., Goldman, D. P. & Lakdawalla, D. N. (2020). Predicting quantity and quality of life with the Future Elderly Model. *Health Economics*, 30, 52–79. https://doi.org/10.1002/hec.4169

Lecroart, A., Froment, O., Marbot, C. & Roy, D. (2013). Projection des populations âgées dépendantes. *Dossiers Solidarité et Santé* N° 43, septembre. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/dossiers-solidarite-et-sante-1998-2016/projection-des-populations-agees-dependantes

Légaré, J., Décarie, Y. & Bélanger, A. (2014). Using Microsimulation to Reassess Aging Trends in Canada. *Canadian Journal on Ageing / La Revue canadienne du vieillissement*, 33(2), 208–219. https://doi.org/10.1017/S071498081400004X

Marbot, C. & Roy, D. (2015). Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie. Insee, *Économie et Statistique*, 481(1), 185–209. https://doi.org/10.3406/estat.2015.10635

Norton, S., Matthews, F. E. & Brayne, C. (2013). A commentary on studies presenting projections of the future prevalence of dementia. *BMC Public Health*, 13(1). https://doi.org/10.1186/1471-2458-13-1

Pérès, K., Verret, C., Alioum, A. & Barberger-Gateau, P. (2005). The disablement process: Factors associated with progression of disability and recovery in French elderly people. *Disability and Rehabilitation*, 27(5), 263–276. https://doi.org/10.1080/09638280400006515

Rosow, I. & Breslau, **N. (1966).** A Guttman Health Scale for the Aged. *Journal of Gerontology*, 21(4), 556–559. https://doi.org/10.1093/geronj/21.4.556

Roussel, R. (2017). Personnes âgées dépendantes: les dépenses de prise en charge pourraient doubler en part de PIB d'ici à 2060. DREES, *Études et Résultats* N° 1032, 1–6. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/er1032.pdf

Rutter, C. M., Zaslavsky, A. M. & Feuer E. J. (2011). Dynamic Microsimulation Models for Health Outcomes: A Review. *Medical Decision Making*, 31(1), 10–18. https://doi.org/10.1177/0272989X10369005

Schofield, D. J., Zeppel, M., Tan, O., Lymer, S., Cunich, M. & Shrestha, R. (2018). A brief, global history of microsimulation models in health: past applications, lessons learned and future directions. *International Journal of Microsimulation*, 11(1), 97–142. http://www.healthlumen.com/wp-content/uploads/2019/08/IJM_11_1_3.pdf

Spijker, J., Devolder, D. & Zueras, P. (2022). The impact of demographic change in the balance between formal and informal old-age care in Spain. Results from a mixed microsimulation–agent-based model. *Ageing & Society*, 42(3), 588–613. https://doi.org/10.1017/S0144686X20001026

Wittenberg, R., Hu, B., Jagger, C., Kingston, A., Knapp, M., Comas-Herrera, A., King, D., Rehill, A. & Banerjee, S. (2020). Projections of care for older people with dementia in England: 2015 to 2040. *Age and Ageing*, 49(2), 264–269. https://doi.org/10.1093/ageing/afz154

ANNEXE

LITTÉRATURE ET DÉFINITION DES ÉTATS DE DÉPENDANCE

1 – Mesure du niveau de dépendance dans les études antérieures

Notre choix de l'échelle du niveau de dépendance s'appuie sur les publications épidémiologiques étudiant la mesure pertinente du processus de perte d'autonomie. Sachant qu'il n'existe pas de méthode de référence à ce sujet, ce choix varie d'une étude à l'autre.

Certaines études sur la prévision du niveau de dépendance prennent en compte les limitations fonctionnelles, mais retiennent un moins grand nombre d'états que nous. Certaines distinguent trois états de dépendance, à savoir « Sans limitation », « Avec limitations » et « Décès » (Cambois & Robine, 2014). D'autres en retiennent quatre, à savoir « Autonomie », « Limitations fonctionnelles », « Limitations dans les activités de la vie quotidienne » et « Décès » (Cambois & Lièvre, 2007 ; Crimmins *et al.*, 2009).

Plusieurs autres études considèrent comme nous cinq états possibles dans l'échelle de la dépendance, mais avec des définitions différentes, excluant les limitations fonctionnelles ou en considérant un spectre plus large. Par exemple, dans Spijker *et al.* (2022), la dépendance faible est définie comme « maladie ou limitation fonctionnelles moteur ou sensorielle sans qu'il y ait de limitations aux AVQ/AIVQ », la dépendance moyenne comme « une AVQ et/ou toute AIVQ » et la dépendance importante comme « au moins deux AVQ ». Cai & Lubitz (2007) ne s'appuient que sur les limitations dans les AVQ/AIVQ : une dépendance faible consiste à avoir une limitation dans au moins une AIVQ mais dans aucune AVQ, une dépendance modérée consiste à avoir une limitation dans une ou deux AVQ et une dépendance importante consiste à avoir une limitation dans au moins trois AVQ.

2 – Définition des états de dépendance

Tableau A2 – **Définition de la dépendance**

Échelle	Nom	En raison d'un problème de santé, avoir une difficulté dans au moins une des activités suivantes :
État 0	Autonomie	Aucune difficulté dans les activités mentionnées
État 1	Limitation de Rosow	Faire 500 mètres à pied Monter une volée de marches Soulever ou porter un poids de plus 5 kg
État 2	Limitations dans les AIVQ	Passer des appels téléphoniques Faire des courses Prendre des médicaments Gérer son argent Pour les femmes uniquement : préparer un repas chaud Pour les femmes uniquement : faire des travaux ménagers ou du jardinage
État 3	Limitations dans des AVQ	Prendre un bain ou une douche S'habiller, y compris mettre ses chaussettes et ses chaussures Aller aux toilettes, y compris s'asseoir ou se relever Se mettre au lit ou en sortir Manger, couper sa nourriture
État 4	Décès	

Le recours aux établissements pour personnes âgées en France (2008-2015) : le rôle de l'entourage familial

Institutional Long-Term Care Use in France (2008-2015): The Role of Family Resources

Amélie Carrère[*], Emmanuelle Cambois[**] et Roméo Fontaine[**]

Résumé – La progression notable de la part de personnes très âgées dans la population ne s'est pas traduite en France par une forte augmentation du recours aux établissements d'hébergement pour personnes âgées (EHPA). Dans cet article, nous proposons d'analyser la contribution à cette évolution des facteurs individuels de recours : l'âge, le niveau d'éducation, le sexe, le type d'incapacité et l'entourage familial. À partir des données de enquêtes Handicap-Santé (2008-2009) et Capacités et Aides et REssources des seniors (2015-2016), nous estimons la probabilité de vivre en EHPA chez les individus de 75 ans et plus comme une fonction de ces différents facteurs. Une décomposition permet de montrer que la progression de la part des très âgés et des incapacités sévères accroît le recours global, mais que cet accroissement est contrebalancé par l'augmentation des ressources familiales. Le niveau de recours associé aux différents facteurs est stable. La prise en charge à domicile semble positivement influencée par des effets de composition, liés à un entourage familial plus étoffé ; en revanche elle ne semble pas liée, à situation donnée, à une diminution du recours aux EHPA.

Abstract *– The substantial increase in the proportion of very old people in the population has not given rise to a large increase in institutional long-term care (LTC) in France. In this article, we aim to analyse the contribution of individual factors to this trend: age, level of education, gender, type of disability and the family environment. Based on data from the* Handicap-Santé *2008-2009 survey and* Capacités et Aides et REssources des seniors *(CARE) 2015-2016 survey, we estimate the change in the probability that an individual aged 75 or over will be living in an institution based on these various factors. A decomposition shows that the increase in the proportion of very old people and those with severe limitations brings about an increase in overall use, but that the increase is offset by a concomitant increase in family resources to be helped at home. The level of use associated with the various factors did not change significantly. The limited increase in LTC use is explained by a composition effect, linked to an increase in family resources to provide in-home care, but not to a reduced level of LTC use.*

JEL : C35, I11, I12, I18, J11, J14
Mots-clés : vieillissement, perte d'autonomie, recours à l'institution, maintien à domicile, évolutions sociodémographiques
Keywords: ageing, dependency, use of institutional care, in-home care, socio-demographic changes

[*]*Paris School of Economics (PSE), Institut des politiques publiques (IPP) et Institut national d'études démographiques (INED) ; **Institut national d'études démographiques (INED)*. Correspondance : *amelie.carrere@ipp.eu*

Nous remercions les participants du colloque Retraite et vieillissement 2021 ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs précieux commentaires et suggestions. Cette recherche a été financée par la CNSA dans le cadre de l'appel à projets « Établissements, services et transformations de l'offre médico-sociale (session 3) » réf. ESTOMS2021_225597.

Reçu en janvier 2022, accepté en octobre 2022.
Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

Citation: Carrère, A., Cambois, E. & Fontaine, R. (2023). Institutional Long-Term Care Use in France (2008-2015): The Role of Family Resources. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 538, 31–48 (First published online: December 2022). doi: 10.24187/ecostat.2023.538.2091

L'allongement de l'espérance de vie et le vieillissement des *Baby-Boomers* se traduisent par un accroissement du nombre et de la part de personnes âgées au sein de la population. En France en 2021, les personnes âgées de 60 ans ou plus représentent 18 millions de personnes (6.4 millions âgées d'au moins 75 ans), soit 27 % de la population totale. À l'horizon 2050, cette proportion devrait atteindre 33 %, avec 23 millions de personnes, et une part encore plus importante de personnes très âgées (Algava & Blanpain, 2021). Parce que l'avancée en âge augmente les risques de perte d'autonomie, ces dynamiques démographiques suggèrent que le nombre et la proportion de personnes âgées dépendantes progresseront aussi (Larbi & Roy, 2019 ; Ben Jelloul *et al.*, à paraitre). Larbi & Roy (2019) estiment que près de 4 millions de personnes âgées en France seront dépendantes d'ici 2050 (16 % des personnes de 60 ans ou plus), contre 2.5 millions en 2015 (15 % des personnes de 60 ans ou plus).

Ces évolutions démographiques s'accompagnent d'une augmentation du nombre de personnes résidant en établissement d'hébergement pour personnes âgées (EHPA) : de 2007 à 2015, il est passé de 657 000 personnes, dont 495 000 en établissement d'hébergement pour personnes dépendantes (EHPAD) (Prévot, 2009), à 728 000 en EHPA (+11 %) dont 590 000 en EHPAD (+18 %) (Abdouni *et al.*, 2019 ; Muller, 2017a). Ces chiffres montrent une augmentation des besoins en termes de capacité d'accueil de personnes dépendantes (+91 000 personnes), mais la proportion de la population âgée de plus de 60 ans résidant en EHPAD (3.6 %) est restée stable (Carrère & Dubost, 2018). Dans leurs projections, Miron de l'Espinay & Roy (2020) estiment la population attendue des résidents d'EHPAD et assimilés à 719 000 personnes en 2030, puis 930 000 en 2050 (scénario démographique intermédiaire), soit une hausse de l'ordre de 50 % par rapport aux 610 000 résidents en 2019. Ces projections reposent sur une hypothèse de stabilité du taux de recours aux EHPAD par âge, sexe et niveau de dépendance, impliquant une augmentation significative de la capacité d'accueil en EHPAD. Les auteures explorent également des scénarios d'évolution plus modérée de l'offre d'accueil. Compte tenu des dynamiques actuelles de création de places et des objectifs fixés par le décideur public[1], il est en effet probable que les prochaines décennies se traduiront par un rationnement des possibilités d'entrée en EHPAD.

Même si l'âge et l'incapacité sont des facteurs majeurs du recours à l'institution (Wolinsky *et al.*, 1993 ; Hajek *et al.*, 2015), ils ne sont pas les seuls en jeu : la disponibilité des aidants potentiels ou les caractéristiques socioéconomiques apparaissent aussi déterminantes (Billaud & Gramain, 2006 ; Gaugler *et al*., 2007a ; Luppa *et al.*, 2010). La prévision des besoins de prise en charge doit donc les prendre en compte. De plus, l'effet de ces déterminants sur le recours à l'institution peut évoluer au cours du temps du fait de changements des comportements des individus, liés à des changements de préférences individuelles ou à des contraintes extérieures (politiques publiques, offre de prise en charge). Or les lois du 20 juillet 2001 et du 28 décembre 2015[2] ont encouragé une prise en charge de la perte d'autonomie à domicile (Trabut & Gaymu, 2016 ; Tomassini *et al.*, 2004). Ce « virage domiciliaire » souhaité par le décideur public répond, d'une part à la demande des individus – qui expriment une préférence pour rester à domicile s'ils devenaient dépendants (Eurobarometer, 2007), d'autre part à une volonté de maîtrise des coûts liés à la prise en charge de la perte d'autonomie. En effet, ceux-ci, qu'ils soient à la charge des individus ou des financeurs publics, seraient plus élevés en institution qu'à domicile (Fizzala, 2016 ; France Alzheimer, 2011 ; Ratte & Imbaud, 2011)[3]. En 2019, selon un chiffrage proposé par la Direction de la Sécurité sociale, le coût moyen d'une prise en charge en établissement variait de 28 700 € par an pour les personnes les moins dépendantes (GIR 4) à 40 000 € par an pour les plus dépendantes (GIR 1) ; contre respectivement 7 500 € et 32 900 € à domicile[4]. L'encouragement au maintien à domicile s'est traduit par une faible création de l'offre en établissement (Muller, 2017a), mais ne s'est pas accompagné d'un virage domiciliaire fort en termes de services (Carrère *et al.*, 2021). Il en résulte un accroissement des taux d'occupation des lits en EHPA (Muller, 2017b) et des phénomènes de file d'attente. Cette saturation de l'offre en établissement a pu modifier les comportements individuels en matière de prise en charge[5]. L'hypothèse de projection reposant

1. Le Projet de loi de financement de la sécurité sociale (PLFSS) pour l'année 2022 prévoit la création d'un nombre de places d'EHPAD limité à 2 000 par an à compter de 2024.

2. Loi relative à la prise en charge de la perte d'autonomie des personnes âgées et à l'allocation personnalisée d'autonomie (2001) et Loi relative à l'adaptation de la société au vieillissement (2015).

3. Soulignons cependant que ce constat ne tient pas compte des transferts intrafamiliaux sous forme de service, dont la valorisation monétaire renchérit de manière considérable le coût d'une prise en charge à domicile.

4. Cf. le rapport d'évaluation des politiques de sécurité sociale (branche « autonomie »), annexé au projet de loi de financement de la Sécurité sociale pour l'année 2022 (PLFSS 2022).

5. Cette étude utilise des données avant la crise du Covid-19. Selon Miron de l'Espinay & Ricroch (2021), le taux d'occupation moyen des EHPAD aurait diminué de 6 % entre janvier 2020 et janvier 2021.

sur la stabilité du recours aux EHPA demande ainsi à être testée.

Dans cet article, nous proposons d'évaluer le rôle des facteurs autres que l'âge et l'incapacité sur le recours aux EHPA. Nous analysons les mécanismes associés à l'effet du changement des caractéristiques de la population (effet de composition) et ceux associés à l'effet du changement de la relation entre ces caractéristiques et le recours aux établissements d'hébergement. Pour cela, nous utilisons un cadre d'analyse (de Meijer *et al.*, 2015) que nous appliquons au cas français avec des données couvrant les années 2008 et 2015. Dans ce cadre, l'évolution du recours aux EHPA est considérée comme résultant de l'évolution de la nature des incapacités prévalentes et des caractéristiques démographiques, familiales et sociales des personnes. Cette évolution est décomposée pour analyser la contribution respective des changements de composition de la population au regard de ces facteurs et celle des changements de l'association de ces facteurs au recours aux EHPA. La décomposition permet d'analyser si cette association s'est modifiée sur la période, tendant alors à accentuer ou à modérer l'effet du changement de composition. Outre l'identification des mécanismes passés, cette étude permet aussi de pointer les données complémentaires qu'il serait utile de collecter pour alimenter les exercices de projection. La suite de l'article présente en section 1 une revue de littérature. Dans la section 2, nous présentons les données et la stratégie d'analyse permettant d'identifier les dynamiques sous-jacentes à l'évolution de la probabilité de vivre en EHPA. Les résultats sont présentés en section 3, discutés dans la section 4, puis nous concluons.

1. Revue de la littérature

1.1. Les facteurs jouant sur la prise en charge en établissement

Le recours aux établissements d'hébergement pour personnes âgées a fait l'objet de nombreuses recherches au cours des dernières décennies. L'état de santé apparaît le facteur principal *via* son incidence sur le risque d'avoir besoin de l'aide d'une tierce personne au quotidien (Arnault, 2015 ; Carrère, 2021). La présence de limitations fonctionnelles augmente la probabilité de vivre en établissement (Wolinsky *et al.*, 1993 ; Hoerger *et al.*, 1996 ; Nihtilä *et al.*, 2008 ; Hajek *et al.*, 2015 ; Carrère & Jusot, 2020 ; Carrère, 2021), mais avec des variations selon leur sévérité et leur nature. Les limitations cognitives (Hoerger *et al.*, 1996 ; Nihtilä *et al.*, 2008 ; Luppa *et al.*, 2010), leur cumul avec des restrictions d'activité (Gaugler *et al.*, 2007b) ou leur survenue soudaine (Laferrère *et al.*, 2013) augmentent la probabilité de vivre en établissement. Gramain (1997) identifie que la probabilité d'entrer en établissement est plus forte lorsque les limitations fonctionnelles cognitives apparaissent préalablement à des limitations fonctionnelles physiques ou sensorielles. Ainsi, le niveau de perte d'autonomie est plus sévère parmi les personnes en institution que parmi celles qui vivent à leur domicile (voir Fuller-Thomson *et al.* (2009) pour les États-Unis ; Calvet & Pradines (2016) pour la France). Par ailleurs, l'état de santé a un effet indirect sur le recours aux établissements : sa détérioration peut accentuer le sentiment d'insécurité, d'isolement ou encore le sentiment d'être une charge pour le groupe familial (Böckerman *et al.*, 2012), et conduire les personnes âgées à revoir leurs préférences individuelles vis-à-vis des modes de prise en charge qui leur sont proposés.

Au-delà des besoins de prise en charge associés à des niveaux sévères et complexes d'incapacité, la probabilité de vivre en établissement est plus élevée avec l'âge, pour les hommes ou lorsque la possibilité de bénéficier d'aide informelle est faible (Bonsang, 2009 ; Freedman, 1996). L'âge est associé positivement au risque de vivre en établissement, toutes choses égales par ailleurs. L'altération de certaines fonctions, l'apparition de certaines pathologies, le sentiment d'insécurité à domicile ou l'isolement, réel ou perçu, sont des facteurs associés à l'avancée en âge qui contribuent à l'entrée en établissement. Par ailleurs, il peut apparaître une résignation à entrer en établissement avec l'âge. L'âge capte donc des besoins de prise en charge, mais aussi éventuellement certaines dimensions des préférences individuelles. L'évolution de la part des personnes très âgées dans la population âgée, du fait du vieillissement des générations nombreuses successives, devrait se traduire par une évolution de la proportion de la population vivant en institution.

Les femmes sont plus nombreuses en établissement que les hommes. Du fait de leur plus grande longévité, elles ont une plus grande probabilité d'atteindre des âges où le risque de dépendance est grand, plus de risques de connaître un veuvage et donc de se retrouver seules lorsqu'elles deviennent dépendantes. Pour autant, les résultats empiriques montrent que, toutes choses égales par ailleurs, les femmes ont une probabilité plus faible de vivre en établissement. De plus, on observe une augmentation de la probabilité d'être en couple, du fait de la

baisse de mortalité des hommes, qui a sans doute un effet sur la proportion de la population recourant aux établissements pour leur prise en charge (Bonnet *et al*., 2021). Ainsi, vieillir à deux ou seul, avec ou sans enfant, modifient substantiellement la probabilité de maintien à domicile en cas de dégradation de l'état fonctionnel (Van Houtven & Norton, 2004). Sur ce plan, les aidants familiaux apparaissent aujourd'hui comme des acteurs décisifs du maintien à domicile des personnes âgées en situation de perte d'autonomie (Fontaine & Juin, 2020). Enfin, le sexe peut également capter des préférences ou des ressources particulières influençant le mode de prise en charge. Par exemple, Low & Altman (1992) ont développé le concept d'attachement au lieu de vie (*place attachment*) et la littérature a montré un attachement plus grand des femmes à leur lieu d'habitation (Shen *et al.*, 2004). Elles sont aussi plus souvent impliquées dans les tâches domestiques de leur domicile et donc plus aptes à rester à domicile même lorsqu'elles sont seules.

L'effet du revenu sur le recours aux établissements n'est pas clairement établi dans la littérature et, à notre connaissance, aucune étude récente sur données françaises n'explore le lien entre revenu et propension à vivre en établissement. L'effet significatif de la catégorie sociale mis en évidence par Désesquelles & Brouard (2003), qui montrent que les ouvriers et employés ont une plus forte probabilité de résider en établissement que les cadres ou les artisans, commerçants et chefs d'entreprises, capture en partie un effet revenu ; mais également très vraisemblablement des différences sociales de niveau d'éducation, d'état de santé et de comportement de recours aux soins ou aux aides, non contrôlés par ailleurs. L'effet propre du revenu est *a priori* ambigu : si un plus haut revenu permet plus facilement de faire face au reste-à-charge en établissement, généralement plus élevé qu'à domicile (Quentin *et al.*, 2010 ; Fizzala, 2016)[6], il autorise aussi la mise en place d'une prise en charge à domicile plus complète – *via,* par exemple, un recours plus important aux aides humaines professionnelles, à des prestations de services d'aide à l'autonomie (portage de repas, téléalarme) ou à des aménagements du logement[7] favorisant le vieillissement en logement ordinaire (Laferrère *et al.*, 2013). Selon Garber & MaCurdy (1990), le revenu aurait cependant un effet moindre sur les comportements d'entrée en établissement que le patrimoine des individus, et en particulier le fait d'être propriétaire de son logement. Cette conclusion pourrait très certainement s'appliquer à la France : les aides sociales et fiscales finançant pour partie les dépenses en établissement (allocation personnalisée d'autonomie, aide au logement, réduction d'impôt) apparaissent, une fois cumulées et hors aide sociale à l'hébergement (ASH), très peu sensibles au revenu et d'un montant limité, ne couvrant en moyenne que 18 % des frais de séjours (Boneschi & Miron de L'Espinay, 2022). De nombreux résidents financeraient ainsi une part de leurs frais de séjour à partir de leur patrimoine. Des études montrent, en outre, l'existence d'une réticence familiale à financer une prise en charge de la perte d'autonomie pour préserver le patrimoine. Ce choix peut conduire les proches à privilégier un soutien à domicile pour éviter que les dépenses n'amputent une partie de l'héritage. Lockwood (2018) montre que les personnes ayant un objectif de transmission de leur patrimoine augmentent leur épargne et diminuent leurs dépenses de soins de long-terme (y compris d'assurance). Les liens entre revenu, patrimoine et comportement de recours aux établissement apparaissent ainsi comme relativement complexes et restent en grande partie à explorer, en particulier dans le contexte institutionnel français.

1.2. Prévoir le niveau de recours aux établissements pour personnes âgées

Pour anticiper les besoins futurs de prise en charge, plusieurs méthodes ont été développées afin de prendre en considération un maximum de déterminants : des méthodes de pondération (Kemper & Murtaugh, 1991 ; Murtaugh *et al.*, 1990) et de microsimulation (Miron de l'Espinay & Roy, 2020 ; Dick *et al.*, 1994 ; Kemper *et al.*, 2005). Ces dernières utilisent les liens observés entre ces déterminants (à une date donnée à partir d'enquêtes représentatives de la population) et le recours à l'institution, pour projeter le nombre de personnes qui auraient besoin d'une prise en charge dans le futur. L'exercice nécessite, en premier lieu, de pouvoir modéliser l'évolution future des déterminants considérés. Si les prévisions d'effectifs par âge et sexe de la population âgée sont faciles à mettre en œuvre, il est plus complexe de prévoir les évolutions socioéconomiques, familiales ou celles des incapacités. Ces modèles estiment par ailleurs souvent l'évolution des besoins à comportement stable. Or, l'évolution des comportements est un enjeu important dans la régulation des réponses

6. Cette différence tient à de nombreux éléments, notamment que l'évaluation ne tient pas compte de l'aide informelle et que le coût en établissement inclut l'hébergement.

7. Diepstraten et al. *(2020) montrent que les personnes ayant adapté leur domicile pour le rendre plus accessible ont un risque plus faible d'entrer en établissement.*

politiques aux besoins : s'il s'agit de contenir les capacités d'accueil en établissement à l'avenir, l'offre doit accompagner une évolution des comportements et préférences vers une prise en charge au domicile. En France, selon le baromètre de la la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES), deux tiers des Français n'envisageaient pas de vivre dans un établissement pour personnes âgées (BVA, 2018). Parmi les personnes âgées de 65 ans ou plus, la proportion de personnes réticentes à une prise en charge en établissement est passée de 25 % en 2002 à 42 % en 2019[8].

Les raisons de ces évolutions restent à identifier, mais vont dans le sens d'une moindre propension au recours. En ce qui concerne les réponses politiques aux besoins, on s'interroge sur les effets de l'encouragement au maintien à domicile, qui est affiché sans changement majeur de l'offre, comme mentionné en introduction.

En l'absence de données précises sur ces facteurs et leurs évolutions, les modèles visant à prédire le recours à l'institution des personnes âgées mobilisent souvent peu de facteurs – à l'image des premiers exercices, tels que celui de Dick *et al.* (1994) utilisant l'âge, le sexe et la couleur de peau. Kemper & Murtaugh (1991), aux États-Unis, sont allés plus loin dans la projection en utilisant plus d'informations sur les personnes. Mais leur modèle reposait sur les données d'une cohorte de personnes âgées de 65 ans, limitant la généralisation des résultats. En France, le modèle Lieux de vie et autonomie (LIVIA) de Miron de l'Espinay & Roy (2020) utilise l'âge, le sexe et l'incapacité. En dehors de ces trois facteurs, le modèle suppose ainsi que la dynamique du taux d'institutionnalisation dépend uniquement de l'évolution de la capacité d'accueil.

2. Données et méthodes

Pour explorer les facteurs de l'évolution récente du taux d'institutionnalisation, nous mobilisons les données issues de deux grandes enquêtes conduites à sept ans d'écart en France. Nous présentons ici ces données et les variables de l'étude, puis le cadre d'analyse et notre démarche.

2.1. Les données et les variables

2.1.1. Les enquêtes Handicap-Santé (2008-2009) et CARE (2015-2016)

Le recours aux EHPA est étudié ici à partir des données des enquêtes Handicap-Santé et Capacités, Aides et REssources des seniors (CARE) de la DREES. Ces deux enquêtes reposent sur des protocoles similaires et fournissent des informations identiques sur les principaux déterminants individuels et familiaux de l'entrée en institution (encadré 1). Leur rapprochement permet d'observer, à sept ans de distance, la dynamique d'évolution du

8. *Voir https://drees.shinyapps.io/Barometre-DREES/.*

Encadré 1 – **Les enquêtes Handicap-Santé (2008-2009) et Capacités, Aides et REssources des seniors (CARE) (2015-2016)**

Les enquêtes Handicap-Santé (2008-2009) et CARE (2015-2016) réalisées par la DREES ont pour objectif premier d'estimer la prévalence des limitations et restrictions d'activité en France, différentes dimensions des conditions de vie des personnes, ainsi que la nature, la quantité et l'origine des aides reçues. Chacune des deux enquêtes couvre la population résidant en logement ordinaire (ménages) et en établissement.

Les échantillons des volets ménages (Handicap-Santé Ménages – HSM, 2008 ; CARE-Ménages – CARE-M, 2015) sont constitués à partir des répondants à une pré-enquête Vie Quotidienne et Santé (VQS) (respectivement 2007 et 2014). Elle permet de repérer les personnes en perte d'autonomie et de les surreprésenter dans les volets ménages. Les échantillons des volets « institutions » (Handicap Santé Institutions - HSI, 2009 ; CARE-Institutions – CARE-I, 2016) sont issus d'un tirage en deux étapes : tirage d'établissements puis de résidents. Les établissements sélectionnés sont des EHPAD, des maisons de retraite non-EHPAD et des unités de soins de longue durée (USLD). Handicap-Santé Institutions inclut également les établissements pour adultes handicapés, les établissements et unités psychiatriques, et les Centres d'hébergement et de réinsertion sociale (CHRS). Nous gardons ces établissements dans l'analyse, bien qu'ils ne soient pas réellement destinés à accueillir des personnes âgées en perte d'autonomie, car ils ne représentent qu'une très faible proportion de la population des 75 ans et plus. Les taux de réponse sont indiqués ci-après.

Taux de réponse des 60 ans et plus dans les sources mobilisées

	Pré-enquête (%)	Enquête (%)
HSM 2008	58 (VQS 2007)	73
HSI 2009	97 (établissements)	93 sur les EHPADs, EHPA et USLD
CARE-M 2015	57 (VQS 2014)	71
CARE-I 2016	89 (établissements)	85

➔

Encadré 1 – *(suite)*

Les deux enquêtes comportent un grand nombre de questions identiques dans le volet logement ordinaire et dans le volet institution. Ces enquêtes sont réalisées en face-à-face. Les personnes ayant des difficultés pour répondre pouvaient être aidées par une personne de l'entourage ou un professionnel de santé. Les biais de réponse dus au recours à un proxy ne semblent pas affecter la déclaration des besoins des personnes (Davin *et al.*, 2009). Une partie des valeurs manquantes liée à la non-réponse partielle a été imputée par la méthode hot-deck (Andridge & Little, 2010).

Notre base finale est constituée de 15 944 individus âgés de 75 ans ou plus résidant en France métropolitaine, dont 7 073 en 2008 (2 918 en établissement) et 8 871 en 2015 (2 930 en établissement).

recours à l'institution. Ce sont les seules données combinant des variables de santé et sociodémographiques, représentatives de la population âgée en logement ordinaire et en établissement.

Les effectifs suffisamment importants permettent de réaliser des analyses multivariées sur les plus âgés (75 ans et plus), le recours à l'institution étant faible avant cet âge. Notre analyse est menée sur des échantillons constitués de 7 073 individus âgés de 75 ans et plus résidant en France métropolitaine en 2008 et 8 871 en 2015. Les données sont empilées pour couvrir le champ domicile et institution aux deux dates (2008 et 2015).

2.1.2 Les variables

Le recours aux EHPA, notre variable d'intérêt, est mesuré par la probabilité de résider dans un établissement plutôt qu'en logement ordinaire. Une personne est considérée comme vivant en EHPA si elle appartient à l'échantillon HSI ou CARE-I, et à domicile si elle appartient à l'échantillon HSM ou CARE-M. Le taux d'institutionnalisation correspond à la proportion de personnes résidant en EHPA. Pour le calculer, nous utilisons les pondérations des enquêtes.

Nous retenons, sur la base de la littérature, les principales variables explicatives suivantes :

- L'âge est considéré en trois classes : 75-79 ans, 80-89 ans et 90 ans et plus. La modification de la structure par groupe d'âge est liée à la dynamique de l'arrivée de générations plus ou moins nombreuses aux différents âges. L'arrivée de nombreux « jeunes âgés » conduit à rajeunir temporairement la population âgée, puis à la vieillir si la génération suivante est moins nombreuse.

- La santé fonctionnelle est mesurée à partir des indicateurs de limitations fonctionnelles (LF) et de restrictions d'activité (RA). Les LF incluent les limitations physiques et les limitations cognitives. Elles sont appréhendées par des questions sur le niveau de difficultés pour marcher, monter un escalier, lever le bras, se servir de ses doigts, s'agenouiller ou porter un poids, se souvenir du moment de la journée, se concentrer, résoudre les problèmes de la vie quotidienne ou avoir des trous de mémoire. L'indicateur de RA se concentre sur les activités élémentaires de la vie quotidienne (difficultés pour faire seul-e sa toilette, s'habiller, manger, couper sa nourriture, se servir des toilettes, se coucher, s'asseoir) ; il témoigne du besoin d'assistance qu'ont les personnes et il est utilisé dans la plupart des études pour refléter des situations de perte d'autonomie. Nous ne considérons que les restrictions d'activité sévères (beaucoup de difficultés ou impossibilité de faire seul-e). Nous construisons une variable de niveau de dépendance reflétant le degré d'avancement dans le processus de perte d'autonomie (Verbrugge & Jette, 1994) avec trois modalités : autonome (pas de LF ni RA sévère) ; LF seule (au moins une LF mais pas de RA sévère) ; LF et RA (au moins une RA sévère).

- Le statut socioéconomique est appréhendé par le plus haut niveau de diplôme obtenu, en trois modalités : faible (pas de diplôme ou certificat d'études primaires et brevet) ; intermédiaire (certificat d'aptitude professionnelle, brevet d'études professionnelles ou baccalauréat) ; supérieur (diplôme du supérieur). Des analyses complémentaires, non présentées ici, intègrent également la catégorie socioprofessionnelle antérieure, mais les résultats d'estimation perdent de manière importante en significativité du fait de la forte corrélation avec le niveau d'éducation.

- La configuration familiale vise à refléter les ressources en aide informelle potentiellement mobilisables pour permettre un soutien à domicile. Il s'agit d'une mesure de l'aide potentielle et non de l'aide effective. Nous avons retenu ici le fait de vivre en couple, d'avoir au moins un enfant et d'avoir au moins un frère ou une sœur.

Le tableau 1 décrit la population des échantillons en 2008 et 2015 (données pondérées) selon ces différentes caractéristiques.

Le recours aux EHPA des personnes de 75 ans ou plus a augmenté de 8.4 % à 9.2 % entre 2008 et 2015, soit une augmentation significative de 0.8 point de pourcentage (pp), relativement

Tableau 1 – **Distribution des caractéristiques individuelles et familiales en 2008 et 2015**

		2008 (%) (1)	2015 (%) (2)	Évolution (pp) (2)−(1)
% de personnes vivant en établissement		8.4	9.2	+0.8**
Âge	75-79 ans	40.9	36.0	−4.9***
	80-89 ans	51.1	49.8	−1.4*
	90 ans ou plus	7.9	14.3	+6.3***
Sexe	Femmes	63.1	61.4	−1.7**
	Hommes	36.9	38.6	+1.7**
Niveau de dépendance	Autonome	22.7	23.4	+0.6(ns)
	LF seules	59.4	57.4	−2.0**
	LF et RA	17.8	19.2	+1.4**
Niveau de diplôme	Faible	77.7	67.2	−10.4***
	Intermédiaire	15.7	24.4	+8.7***
	Supérieur	6.6	8.4	+1.7***
Situation conjugale	Seul-e	54.9	50.3	−4.6***
	En couple	45.1	49.7	+4.6***
Enfants	Aucun	15.3	12.3	−3.0***
	Au moins un	84.7	87.7	+3.0***
Frères et sœurs	Aucun-e	39.4	35.6	−3.8***
	Au moins un-e	60.6	64.4	+3.8***

Note : LF : limitations fonctionnelles ; RA : restrictions d'activité ; pp : point de pourcentage.
Lecture : en 2008, 8.4 % des personnes âgées de 75 ans ou plus résidant en France métropolitaine vivent dans un établissement, contre 9.2 % en 2015.
Sources et champ : DREES, enquêtes HSM 2008, HSI 2009, CARE-Ménages 2015 et CARE-Institutions 2016. Individus de 75 ans ou plus résidant en France métropolitaine en 2008 et 2015 (à domicile et en établissement).

proche de ce qui est obtenu à partir d'autres sources de données[9].

La proportion d'hommes s'est accrue, du fait de l'augmentation de leur espérance de vie ; cela contribue à augmenter la probabilité d'être en couple (+4.6 pp). La présence d'enfants est aussi plus fréquente en 2015 (+3 pp). Le niveau de diplôme des 75 ans ou plus continue de progresser, comme depuis le XX^{e} siècle avec la démocratisation de l'enseignement. Pour ce qui est de l'état fonctionnel, on constate une augmentation de la part des personnes sans incapacité, mais aussi de celle des personnes déclarant des restrictions d'activité sévères, sans doute portée par l'augmentation des plus de 90 ans.

2.2. Stratégie d'analyse

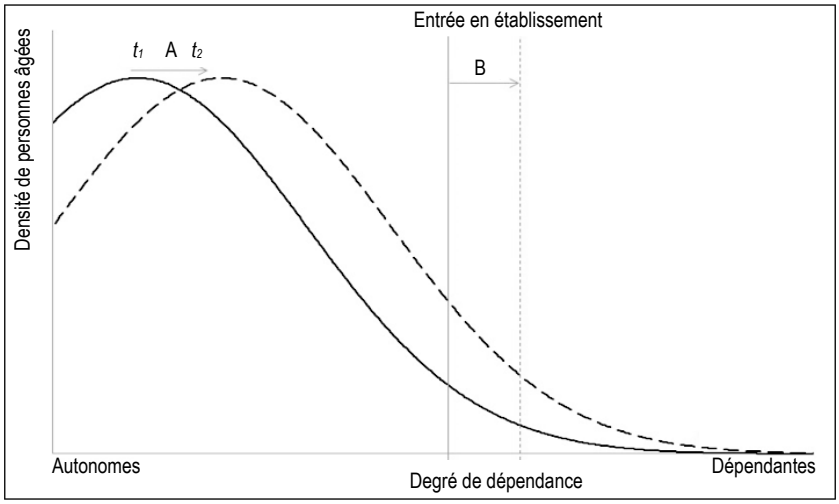
Dans cette recherche, nous analysons les données empilées des deux enquêtes pour estimer, *via* des modèles logistiques, l'évolution du recours aux établissements et ses dynamiques. Nous nous appuyons sur le cadre proposé par de Meijer *et al.* (2015), où la demande de prise en charge évolue selon le nombre de personnes âgées, la perte d'autonomie et les comportements des individus.

On peut l'illustrer par la figure I, qui représente la proportion de personnes âgées de 75 ans ou plus classées selon leur degré de perte d'autonomie aux dates t_1 et t_2. L'aire sous chacune des courbes est une approximation de la demande de prise en charge. Avec le vieillissement de la population, le nombre de personnes âgées devrait augmenter, de même que le niveau moyen de perte d'autonomie. Cette hypothèse se traduit par un décalage de la fonction de densité vers la droite (flèche A). En supposant qu'il existe un degré de perte d'autonomie à partir duquel les personnes sont prises en charge en établissement (droite verticale), il est possible de découper la population âgée en deux sous-populations : celle résidant à domicile (à gauche de la ligne verticale) et celle résidant en établissement (à droite de la ligne verticale). Le changement des comportements des individus, lié à une modification de leurs préférences individuelles ou à des changements d'offre, peut modifier le seuil à partir duquel les personnes entrent en institution (flèche B). L'augmentation des incapacités et le fait que le seuil d'entrée en établissement augmente peuvent éventuellement se compenser et conduire à une proportion stable de personnes âgées vivant en établissement.

Dans un premier temps, nous modélisons la probabilité de résider en établissement en fonction des

9. Avec les enquêtes de la DREES sur les établissements d'hébergement pour personnes âgées, le nombre de résidents des EHPA (France entière, hors Mayotte) rapporté aux effectifs de la population âgée de 75 ans, on estime les taux d'institutionnalisation à 8.6 % en 2007 et 9.2 % en 2015. Sur le périmètre plus large des données du recensement (nombre de personnes vivant en « communauté »), on estime un taux d'institutionnalisation de 9.3 % en 2008 et 9.7 % en 2015.

Figure I – **Degré de dépendance et probabilité de vivre en établissement**



Note : la courbe en trait plein représente la distribution des personnes âgées de 75 ans ou plus selon leur état de perte d'autonomie à la date t_1, et celle en trait pointillé la distribution à la date t_2.
Source : adapté de de Meijer *et al.* (2015).

facteurs considérés afin d'en déduire le niveau d'association, puis l'évolution du recours entre 2008 et 2015, toute choses égales par ailleurs. Dans un deuxième temps, nous décomposons la différence de taux d'institutionnalisation entre 2008 et 2015, pour identifier ce qui, dans cette différence, est attribuable à une évolution de la fréquence des facteurs dans la population – par exemple, un changement de la part des plus diplômés ou de la présence de proches (effet de composition) – ou à une modification de l'association entre ces différents facteurs et le recours – par exemple, un changement du lien entre le niveau de dépendance et le recours (effet de comportement, de préférence).

3. Analyses et résultats

3.1. L'effet des caractéristiques sur le recours aux établissements

Les effets des caractéristiques (effets marginaux) sont estimés par un Logit simple sur l'échantillon regroupant les observations de 2008 et 2015. L'évolution du taux d'institutionnalisation sur cette période est mesurée par une indicatrice *année*, seule variable dans le Modèle 0, puis en intégrant les caractéristiques individuelles et familiales observées dans le Modèle 1. Le Modèle 1 suppose que l'effet de ces caractéristiques sur la probabilité de vivre en établissement est resté inchangé entre 2008 et 2015, hypothèse que l'analyse par décomposition permettra par la suite de tester. Les résultats sont présentés dans le tableau 2.

Comme attendu, l'âge et le niveau de dépendance sont positivement associés à la probabilité de résider en établissement. Les RA augmentent de 0.21 point de pourcentage (pp) la probabilité de vivre en établissement, toutes choses égales par ailleurs. Concernant l'effet du sexe, les femmes ont, à la fois en 2008 et 2015, un taux d'institutionnalisation en moyenne plus élevé que les hommes. Mais cette différence n'est pas significative dans le modèle ajusté. Le niveau de diplôme est aussi associé positivement, mais de manière non significative, à la probabilité de vivre en établissement. On trouve une association significative avec les situations conjugales et familiales : être en couple ou avoir des enfants diminuent la probabilité de vivre en établissement. Aucune association significative n'est observée avec le fait d'avoir des frères et sœurs.

Avec les caractéristiques introduites dans le Modèle 1, la probabilité de résider en établissement n'est pas significativement différente en 2008 et 2015. Ce résultat suggère que l'augmentation du taux de recours aux EHPA observée sur la période considérée (+0.8 pp) s'explique principalement par l'évolution des caractéristiques de la population âgée (cf. tableau 1). Selon ce premier résultat, l'évolution du recours ne traduirait pas globalement de changement des comportements vis-à-vis du recours. La décomposition de l'évolution va permettre d'approfondir ce point.

3.2. Décomposition de l'évolution du recours

Les méthodes de décomposition visent en général à distinguer, dans une différence (par exemple de revenu) observée entre deux groupes d'individus, la part s'expliquant par les différences de caractéristiques influentes (effet de composition) et la part qui reste inexpliquée par ces différences de caractéristiques. Nous nous

Tableau 2 – **Effets marginaux issus de la régression logistique de la probabilité de vivre en établissement**

	Modèle 0		Modèle 1	
	Effet marginal	Écart-type	Effet marginal	Écart-type
Année (*réf.* 2008)				
2015	0.008**	*0.004*	−0.001(ns)	*0.001*
Âge (*réf.* 75-79 ans)				
80-89 ans			0.017***	*0.002*
90 ans ou plus			0.040***	*0.004*
Sexe (*réf.* Hommes)				
Femmes			−0.002(ns)	*0.002*
Niveau de diplôme (*réf.* Intermédiaire)				
Faible			−0.001(ns)	*0.002*
Supérieur			0.005(ns)	*0.004*
Statut conjugal (*réf.* Pas en couple)				
En couple			−0.039***	*0.002*
Niveau de dépendance (*réf.* Autonome)				
LF seules			0.014***	*0.001*
LF et RA			0.211***	*0.008*
Enfants (*réf.* Aucun)				
Oui			−0.027***	*0.003*
Frères ou sœurs (*réf.* Aucun-e)				
Oui			−0.002(ns)	*0.002*

Note : LF : limitations fonctionnelles ; RA : restrictions d'activité ; Std. err. : erreur standard.
Lecture : avoir entre 80 et 89 ans augmente de 0.02 point de pourcentage la probabilité de vivre en établissement relativement à avoir entre 75 et 79 ans, toutes choses égales par ailleurs.
Sources et champ : DREES, enquêtes HSM 2008, HSI 2009, CARE-Ménages 2015 et CARE-Institutions 2016. Individus de 75 ans ou plus résidant en France métropolitaine en 2008 et 2015 (à domicile et en établissement).

appuyons ici sur les méthodes de décomposition développées par Fairlie (2005) et Yun (2004) pour des variables dépendantes de nature dichotomique (voir annexe 1).

Notre approche méthodologique poursuit trois objectifs. Il s'agit d'abord d'estimer la part de l'évolution du recours entre 2008 et 2015 qui est expliquée par l'évolution de la distribution des facteurs sociodémographiques (effet de composition agrégé). Concrètement, cela revient à estimer un contrefactuel correspondant au taux de recours que l'on observerait en 2015 si la composition était celle de 2008 : on applique les paramètres qui lient les caractéristiques au recours estimés par un modèle logistique en 2015 à la structure de la population de 2008, pour obtenir la probabilité prédite contrefactuelle pour 2015. On obtient alors une évolution contrefactuelle 2008-2015, que l'on compare à l'évolution observée : l'écart correspond à la part de l'évolution qui est expliquée par les changements de composition.

De cette analyse, on déduit aussi la part non expliquée par l'effet de composition, qui est en partie attribuable aux modifications des paramètres liant les facteurs au recours. On peut l'évaluer aussi par un contrefactuel : cette fois, la probabilité de recours prédite pour 2015 est calculée en appliquant les paramètres de 2008 à la composition de 2015. L'écart entre les évolutions contrefactuelle et observée correspond à la part liée aux changements dans l'association entre les caractéristiques (âge, sexe, niveau de dépendance, configuration familiale, niveau d'éducation) et la propension à résider en établissement. La part de l'évolution non expliquée s'interprète alors comme l'effet d'un changement de comportements des personnes âgées (ou de celui de leurs aidants potentiels), d'un changement de préférence pour la prise en charge ou du contexte (évolution de l'offre médico-sociale en termes de capacité d'accueil ou de tarifs, évolution des politiques publiques). Bien qu'il soit impossible, avec les données mobilisées, d'explorer les ressorts précis de l'évolution du lien entre les caractéristiques observables et les comportements d'entrée en institution, l'estimation de cette part non expliquée de l'évolution renseigne sur l'hypothèse généralement faite dans les exercices de projection des taux d'institutionnalisation, à savoir l'invariance des comportements à caractéristiques sociodémographiques données.

On peut ensuite désagréger les composantes expliquée et inexpliquée pour évaluer les contributions de chaque facteur : on suppose, par exemple, que dans la composante expliquée, l'accroissement de la part des plus de 90 ans et

de ceux qui déclarent des restrictions d'activité ou encore des plus diplômés, facteurs positivement associés au recours, tendent à avoir accru la probabilité de vivre en institution ; à l'inverse, les évolutions dans la structure familiale devraient tendre à l'avoir réduite. Cette étape doit permettre d'identifier si les projections existantes du nombre de personnes âgées vivant en établissement, basées sur des projections d'effectifs de personnes âgées par âge et niveau de dépendance, gagneraient à tenir compte de l'évolution d'autres caractéristiques.

3.3. Effet de composition et changement de pratiques ?

La décomposition agrégée permet d'estimer tout d'abord le taux de recours qui aurait été observé en 2015 si la composition de la population en termes d'âge, sexe, niveau de diplôme, niveau de dépendance et structure familiale n'avait pas changé par rapport à 2008. L'augmentation du recours aux EHPA aurait dans ce cas été plus prononcée (+1.1 pp estimé contre +0.8 pp observé) que celle effectivement observée (tableau 3). La décomposition réalisée pour les femmes et les hommes séparément permet de voir que l'effet de composition concerne surtout la population féminine.

Ces résultats confirment donc l'effet de composition, qui était suggéré par les simples analyses logistiques ; une composante inexpliquée a pu aussi contribuer à contenir l'évolution, mais de manière non significative.

La décomposition détaillée montre la contribution des différents facteurs à l'effet de composition – illustrant ceux qui ont eu tendance à accroitre le recours et ceux qui ont eu tendance à le réduire – et à l'écart non expliqué par le changement des facteurs – illustrant la modification de leur lien avec le recours. Une constante reste inexpliquée par les effets de composition ou de modification du lien entre facteurs et recours. Les résultats sont présentés dans la figure II de manière résumée, c'est à dire en sommant les effets des modalités des facteurs (les résultats sont détaillés dans l'annexe 2).

Cette décomposition détaillée confirme que le vieillissement démographique (changement de la composition selon les classes d'âge) est le principal facteur tendant à faire augmenter le taux de recours sur cette période avec, toutes choses égales par ailleurs, une progression de +2 pp (l'augmentation de la part des plus de 90 ans ayant la contribution la plus marquée). L'évolution des incapacités (notamment l'augmentation de la prévalence des RA) et celle du niveau de diplôme renforcent cette tendance vers un plus grand recours (respectivement +1.1 pp et +0.5 pp). En revanche, l'évolution des structures familiales des personnes âgées contrebalance ces tendances en induisant une réduction du taux d'institutionnalisation entre 2008 et 2015 (−2.5 pp). Cet effet est principalement dû à l'augmentation du nombre de personnes en couple (−1.6 pp), puis à l'augmentation du nombre de personnes avec au moins un enfant (−0.7 pp). La réduction des effectifs de personnes âgées sans frère ni sœur y contribue également (−0.2 pp), mais de manière non significative. Cette évolution globale des structures familiales fait plus que compenser l'effet du vieillissement démographique, signe que l'évolution de la densité de l'entourage familial est un facteur important pour anticiper les besoins de capacité d'accueil à l'avenir.

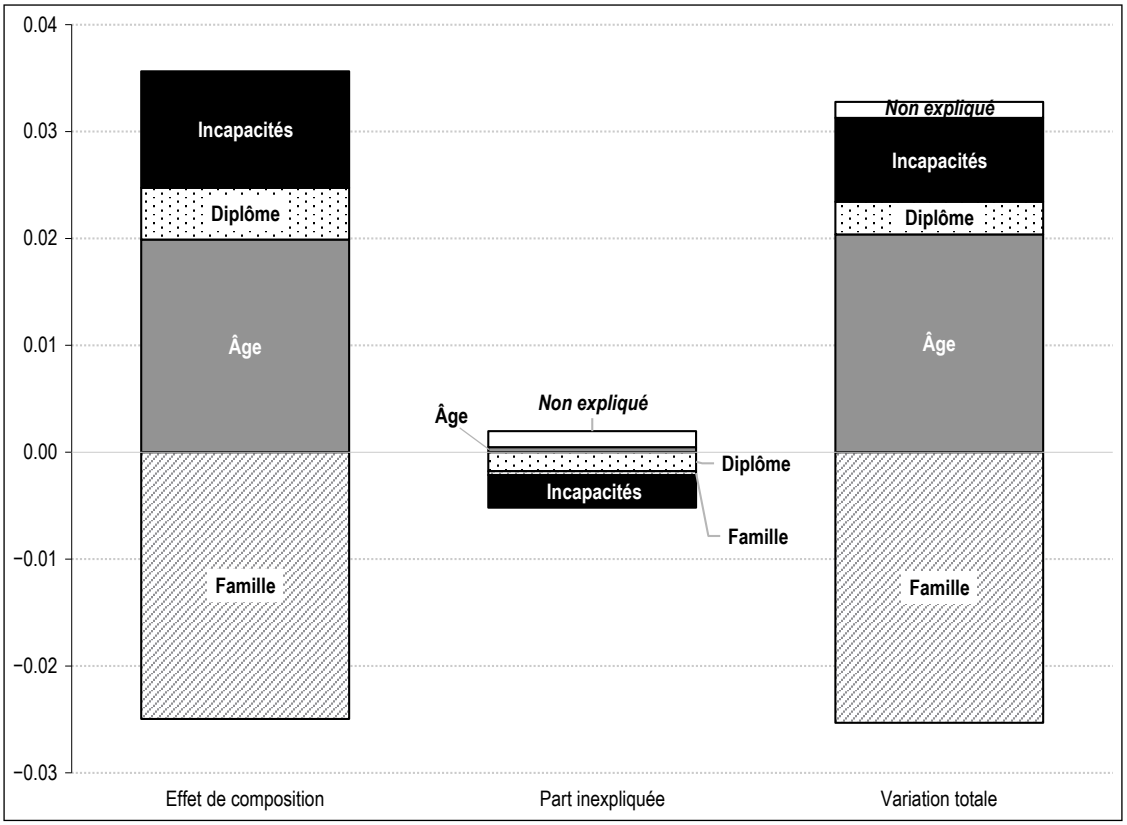
La part inexpliquée (qui reflète les changements de l'association entre les facteurs et le recours) est de bien moindre ampleur, non significative, et les évolutions positives ou négatives s'y compensent. Mais, de manière intéressante, on constate que l'évolution des incapacités tend à aller de pair avec un moindre recours, ce qui peut s'interpréter comme une évolution vers des types d'incapacité plus gérables à domicile : soit qu'elles sont moins complexes, soit que les dispositifs d'aide permettent de les

Tableau 3 – **Décomposition agrégée de l'évolution du taux de recours à l'hébergement en établissement (référence 2008)**

	Ensemble (*N* = 15 944)	Femmes (*N* = 11 138)	Hommes (*N* = 4 806)
Taux de recours EHPA en 2008 (%)	8.4	10.3	5.3
Taux de recours EHPA en 2015 (%)	9.2	11.6	5.4
Augmentation observée (pp)	+0.8**	+1.3***	+0.1
Variation expliquée par le changement de composition (réf. 2008) (pp)	*+1.1***	*+1.9***	*−0.1*
Variation non expliquée par la composition (pp)	*−0.3*	*−0.6*	*+0.2*

Note : seuils de significativité ** à 5 %, ***à 1 %.
Lecture : le taux de recours aux EHPA a augmenté de 0.8 pp entre 2008 et 2015, le changement de composition a contribué à augmenter de 1.1 pp ce taux de recours.
Sources et champ : DREES, enquêtes HSM 2008, HSI 2009, CARE-Ménages 2015 et CARE-Institutions 2016. Individus de 75 ans ou plus résidant en France métropolitaine en 2008 et 2015 (à domicile et en établissement).

Figure II – **Décomposition de l'évolution du recours aux établissements entre 2008 et 2015**



Note : paramètres de référence de 2015 ; représentation de la somme des contributions des variables diplôme, famille (présence d'un conjoint ; d'au moins un enfant ; d'un frère ou une sœur), incapacités, sexe, âges.
Lecture : les incapacités ont contribué positivement à l'augmentation du recours aux EHPA sur la période (effet total) *via* une contribution positive à l'effet de composition (due à l'accroissement de la prévalence des restrictions d'activité entre 2008 et 2015) et une contribution négative, mais de moindre ampleur, à l'effet inexpliqué (due à une diminution, non significative, du lien entre incapacité et recours).
Sources et champ : DREES, enquêtes HSM 2008, HSI 2009, CARE-Ménages 2015 et CARE-Institutions 2016. Individus de 75 ans ou plus résidant en France métropolitaine en 2008 et 2015 (à domicile et en établissement).

prendre mieux en charge à domicile qu'auparavant, soit que les profils en établissements sont plus sélectionnés.

4. Discussion

4.1. Synthèse des résultats

Nos résultats montrent que l'augmentation relativement contenue de la part des 75 ans et plus vivant en établissement n'est pas tant due à une plus grande propension à rester au domicile qu'à des effets de composition. En effet, une partie des facteurs positivement associés à l'institutionnalisation (vieillissement, restriction d'activité) sont plus fréquents en 2015 qu'en 2008 et ont contribué à accroître le recours global ; tandis que d'autres, eux-aussi plus fréquents en 2015 (plus d'hommes dans la population, plus de personnes en couple et avec enfants) mais négativement associés au recours, l'ont réduit. Ces effets sont particulièrement portés par la population féminine. Si les femmes sont moins enclines que les hommes à recourir à l'institution, toutes choses égales par ailleurs, elles y sont plus exposées du fait de leur plus grande longévité et d'une exposition plus grande aux incapacités. Or, sur la période, les femmes ont pu vieillir plus entourées, notamment de leur conjoint, ce qui leur a procuré davantage d'aide familiale pour rester au domicile. On a pu constater aussi que, même s'il n'est pas significatif, leur avantage vis-à-vis du recours à l'institution a légèrement baissé alors que la part des hommes s'est accrue parmi les 75 ans et plus. D'autre part, même si l'association n'est pas significative, on constate que les incapacités tendent à être moins liées au recours : cela peut refléter que le seuil d'éligibilité aux établissements a augmenté avec la saturation de l'offre, ou que la nature des restrictions d'activité a évolué vers des formes plus gérables au domicile par les proches et une adaptation des services. Il y a de fait des signes de diminution de la part des restrictions d'activité dues aux troubles cognitifs en France et ailleurs, qui pourraient expliquer une partie de ce résultat (Bonnet *et al*., 2021).

Au total, la part de l'évolution non expliquée par le changement de composition est modeste et

non significative. Ce résultat suggère que, toutes choses égales par ailleurs, les comportements de recours à l'institution sont restés stables sur la période. Ainsi, contrairement à ce qui est trouvé aux Pays-Bas (de Meijer *et al.*, 2011 ; Alders *et al.*, 2017), la progression contenue du recours aux établissements en France ne semble pas s'expliquer par l'encouragement au maintien au domicile et une évolution du système de prise en charge, d'autant qu'elle ne s'est pas traduite par un accès plus grand à des dispositifs d'assistance. Aux Pays-Bas, le choix individuel apparaît plus limité et plus dépendant de la volonté publique ou non de maintenir plus longtemps à domicile les personnes âgées[10]. Or, un véritable virage domiciliaire a été mis en place : le nombre de lits en établissements y a chuté, renforçant la saturation de l'offre en établissement ; l'accompagnement à domicile s'est développé, favorisant le maintien à domicile. En France, le virage domiciliaire n'a pas vraiment opéré. Il n'est donc pas surprenant, *in fine*, que la propension à recourir à l'institution n'ait pas substantiellement changé et que l'augmentation contenue de la proportion de personnes âgées résidant en institution s'explique par la présence plus fréquente de l'entourage familial, notamment pour les femmes. Ce résultat, s'il se confirme dans le temps, irait dans le sens d'un transfert de la prise en charge vers les aidants familiaux, qu'elle soit facilitée par une offre de service et des limitations fonctionnelles moins complexes permettant aux familles de garder les proches au domicile, ou qu'elle s'impose du fait de la saturation de l'offre en établissement.

4.2. Limites

Dans cet article, nous opposons le recours à l'institution au maintien à domicile, sans toutefois tenir compte d'arbitrages possibles entre l'aide formelle au domicile et en établissement. Cette analyse devra donc être poursuivie, pour identifier si le moindre recours à l'institution pour certaines parties de la population s'est accompagné d'un plus fort recours à une prise en charge formelle à domicile. Nos données ne permettent pas de tenir compte de l'évolution de la prise en charge et des politiques publiques à destination des personnes en perte d'autonomie, ni d'identifier si les modifications des comportements de recours en établissement sont la volonté des personnes âgées ou si elles sont subies : elles pourraient l'être du fait d'un manque d'offre, de son coût, etc. Il apparaît que la prise en charge en établissement a peu évolué (Muller, 2017b), de même que celle à domicile (Carrère *et al.*, 2021). Or la disponibilité de l'offre apparaît comme un élément déterminant favorisant ou freinant le recours à l'institution (Theisen, 2017 ; Charles & Sevak, 2005 ; Jette *et al.*, 1995 ; Carrère, 2021). De plus, les coûts de l'aide formelle en établissement ont augmenté : selon Muller (2017b), le tarif journalier de l'hébergement a progressé de 4.30 € entre 2011 et 2015. Ce constat est vérifié aussi pour l'aide formelle à domicile : les tarifs horaires des salariés à domicile rémunérés par des particuliers employeurs bénéficiaires de l'Allocation personnalisée d'autonomie (APA) ont augmenté de 17 % entre 2008 et 2015, soit davantage que le tarif horaire de référence sur lequel se fondent les départements pour calculer la part du tarif horaire financé par l'APA.

La sensibilité de la demande de prise en charge aux prix à domicile a été démontrée en France (Bourreau-Dubois *et al.*, 2014 ; Hégé, 2016 ; Roquebert & Tenand, 2017). Roquebert & Tenand (2017), par exemple, montrent qu'une augmentation de 10 % du reste-à-charge par heure d'aide formelle consommée diminuerait de 2 à 6 % le nombre d'heures d'aide consommées. En établissement, les résultats sont moins nets. Mais il apparaît une substitution entre les différentes modalités de prise en charge liée au différentiel de coûts entre les deux modes de prise en charge (Carrère & Jusot, 2020). Ces éléments suggèrent que la prise en compte de l'évolution des coûts relatifs, voire de celle de la disponibilité de l'offre, pourraient en partie rendre compte de la part ici inexpliquée de l'évolution du taux d'institutionnalisation.

Enfin, les données disponibles ne nous permettent pas de mesurer avec précision les facteurs pris en compte dans cette étude : d'une part, l'entourage familial tel que mesuré ici ne reflète pas la disponibilité et la disposition des proches à aider, mais le fait que la personne ait des proches ; d'autre part, le statut socioéconomique mesuré par le niveau de diplôme rend peu compte du niveau de vie et de la capacité à assumer des coûts de prise en charge. Et on ne dispose pas d'information sur le patrimoine.

* *
*

Dans un contexte d'augmentation de la population âgée couplée à une faible création de places en établissement, il est difficile de démêler les raisons de la faible augmentation de la part des personnes âgées vivant en établissement.

10. Aux Pays-Bas, une agence indépendante évalue les besoins des personnes et prescrit un package *de prise en charge.*

Les données des enquêtes HSM 2008, HSI 2009, CARE-Ménages 2015 et CARE-Institutions 2016 ont été mobilisées pour analyser l'évolution passée du recours à l'institution et en comprendre les dynamiques, à la fois celles liées à un changement de composition de la population et celles liées à un changement de comportement de recours à l'institution.

Malgré les limites soulignées précédemment, il semble que les pratiques de recours à l'institutionnalisation associées aux différents facteurs ont peu changé sur la période étudiée et qu'il n'y a pas de signe d'une diminution de la propension à recourir aux établissements. Ce résultat, si les configurations d'offre restent inchangées dans les prochaines années, permet de conforter les hypothèses de stabilité de ces paramètres dans les modèles de projections pour les prévisions du nombre de maisons de retraite et de résidences autonomie à construire dans les prochaines années (Miron de l'Espinay & Roy, 2020).

Nos résultats montrent toutefois l'effet important de la présence de l'entourage familial, non pris en compte dans la plupart des modèles, qui diminue le recours : il s'avère un facteur important de la régulation du recours aux établissements, principalement pour les femmes. Ce résultat questionne le virage domiciliaire et ses conséquences à plus long terme. Il semble, en effet, que la disponibilité d'aidants potentiels ait été le facteur qui a le plus contribué à contrebalancer le vieillissement de la population âgée et l'accroissement de certaines restrictions d'activité. Ainsi, le virage domiciliaire semble reposer sur l'aide informelle et on peut s'interroger sur la soutenabilité de cette situation.

Par ailleurs, on pourrait recommander que les modèles de projection prennent mieux en considération ce facteur familial. Mais, comme nous l'avons souligné, il s'agirait de ne pas assimiler la présence de proches et leur rôle d'aidant. Les préférences des personnes en perte d'autonomie en matière de recours à leurs proches peuvent se modifier à mesure que de nouvelles générations atteignent les grands âges, notamment avec la plus grande fréquence des recompositions familiales, des divorces aux âges élevés ou de l'éloignement géographique des familles (Bonnet *et al.*, 2021). Ces tendances peuvent à l'avenir modifier les liens entre la présence des proches et le maintien au domicile. Le choix de recourir à une aide professionnelle pourrait s'accroitre, même avec un entourage familial plus présent.

De plus, nos résultats sur l'effet du sexe (et des incapacités chez les femmes) questionnent la possibilité donnée aux femmes de rester à domicile avec des incapacités. Les femmes, même si elles vieillissent plus souvent en couple qu'avant, sont toujours plus souvent veuves et se remettent moins en couple lorsqu'elles se séparent que les hommes. Elles restent autant, voire plus, contraintes de vivre en établissement lorsqu'elles avancent en âge. Si l'on estime qu'elles sont plus aptes à rester seules au domicile, on peut aussi s'interroger sur le rôle de contraintes, telles que le manque d'offre de prise en charge en établissement ou les difficultés à faire face aux coûts, qui les exposeraient davantage au risque de renoncer à une prise en charge en EHPA.

Les solutions de prise en charge doivent donc être établies pour répondre aux besoins d'une population âgée qui évolue. Alors que le rôle de l'entourage a fortement contribué au maintien au domicile, on peut s'interroger sur la pérennité de cette solution. Il s'agirait de proposer une offre professionnelle à domicile et en établissement qui puisse être ajustée aux besoins de celles et ceux qui n'auront pas l'option de se maintenir au domicile du fait de leurs incapacités, par choix ou en l'absence d'aidants familiaux. □

BIBLIOGRAPHIE

Abdouni, S., Amrous, S., Antunez, K., Bazin, M., Boneschi, S., Calvo, M., Carrère, A., … & Zemirli, Y. (2019). L'aide et l'action sociales en France - Perte d'autonomie, handicap, protection de l'enfance et insertion. *Panoramas de la DREES.*
https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/panoramas-de-la-drees/laide-et-laction-sociales-en-france-perte-dautonomie-handicap

Alders, P., Comijs, H. & Deeg, D. (2017). Changes in admission to long-term care institutions in the Netherlands: comparing two cohorts over the period 1996-1999 and 2006-2009. *European Journal of Ageing*, 14(2), 123. https://doi.org/10.1007/s10433-016-0393-0

Algava, E. & Blanpain, N. (2021). 68,1 millions d'habitants en 2070 : une population un peu plus nombreuse qu'en 2021, mais plus âgée. *Insee Première* N° 1881. https://www.insee.fr/fr/statistiques/5893969

Andridge, R. R. & Little, R. J. A. (2010). A Review of Hot Deck Imputation for Survey Non-response. *International Statistical Review*, 78(1), 40–64. https://doi.org/10.1111/j.1751-5823.2010.00103.x

Arnault, L. (2015). *La prise en charge des personnes âgées dépendantes : analyse microéconométrique de l'aide familiale*. Paris, Thèse de doctorat, École doctorale de Dauphine.

Ben Jelloul, M., Bozio, A., Perdrix, E., Rain, A. & Toulemon, L. (à paraître). Dynamic of the Disability Process in Ageing Populations. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*.

Billaud, S. & Gramain, A. (2006). Les déterminants de l'entrée en institution des personnes âgées. *Actualité et dossier en santé publique*, 56, 43–44. https://www.hcsp.fr/Explore.cgi/Telecharger?NomFichier=ad564344.pdf

Blinder, A. S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455. https://doi.org/10.2307/144855

Boneschi, S. & Miron de L'Espinay, A. (2022). Aides à l'autonomie des personnes âgées : qui paie quoi ? L'apport du modèle Autonomix – Résultats 2019. *Les dossiers de la DREES* N° 99. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2022-07/dd99.pdf

Bonnet, C., Cambois, E. & Fontaine, R. (2021). Dynamiques, enjeux démographiques et socioéconomiques du vieillissement dans les pays à longévité élevée. *Population*, 76, 225–325. https://doi.org/10.3917/popu.2102.0225

Bonsang, E. (2009). Does informal care from children to their elderly parents substitute for formal care in Europe? *Journal of Health Economics*, 28(1), 143–154. https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.09.002

Bourreau-Dubois, C., Gramain, A., Lim, H., Xing, J. & Roquebert, Q. (2014). Les déterminants du volume d'aide professionnelle pour les bénéficiaires de l'APA à domicile : le rôle du reste-à-charge. *Notes MODAPA* N° 1. https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01085999v5/document

Boutchenik, B. & Maillard, S. (2019). Méthodes économétriques de décomposition appliquées à l'analyse des inégalités. Insee, *Document de travail* N° M2019/01. https://www.insee.fr/fr/statistiques/4130571

Böckerman, P., Johansson, E. & Saarni, S. I. (2012). Institutionalisation and subjective well-being for old age individuals: is life really miserable in care homes? *Ageing and Society*, 32(7), 1176–1192. https://doi.org/10.1017/S0144686X1100081X

BVA (2018). En 2017, des Français moins inquiets et davantage demandeurs d'intervention publique – Synthèse des résultats. Paris: DREES. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2021-01/synthese2018_barometre_drees.pdf

Calvet, L. & Pradines, N. (2016). État de santé et dépendance des personnes âgées en institution ou à domicile. DREES, *Études et Résultats* N° 988. https://www.drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/er_988.pdf

Carrère, A. (2021). Vivre en établissement pour personnes âgées dépendantes ou rester à domicile : le rôle du contexte territorial. *Population*, 76(2), 327–357. https://doi.org/10.3917/popu.2102.0327

Carrère, A. & Dubost, C.-L. (2018). Éclairage - État de santé et dépendance des seniors. In: Insee, *France, portrait social – Édition 2018*, coll. Références, pp. 71–88. https://www.insee.fr/fr/statistiques/3646032?sommaire=3646226

Carrère, A. & Jusot, F. (2020). Modes de prise en charge de la perte d'autonomie : l'offre contraint-elle les choix des personnes âgées ? *Revue économique*, 71(6), 1069–1099. https://doi.org/10.3917/reco.716.1069

Carrère, A., Couvert, N. & Missegue, N. (2021). Un nouvel indicateur pour mesurer l'accessibilité géographique aux structures médico-sociales destinées aux personnes âgées. *Les Dossiers de la DREES* N° 88. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2021-12/DD88_0.pdf

Charles, K. K. & Sevak, P. (2005). Can Family Caregiving Substitute for Nursing Home Care? *Journal of Health Economics*, 24, 1174–1190. https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2005.05.001

Davin, B., Joutard, X., Paraponaris, A. & Verger, P. (2009). Endogénéité du statut du répondant dans les enquêtes sur la santé. Quelles implications pour la mesure des besoins d'aide ? *Revue économique*, 2(60), 275–291. https://doi.org/10.3917/reco.602.0275

de Meijer, C., Bakx, P., van Doorslaer, E. & Koopmanschap, M. (2015). Explaining Declining Rates of Institutional LTC Use in the Netherlands: A Decomposition Approach. *Health Economics*, 24(Suppl. 1), 18–31. https://doi.org/10.1002/hec.3114

de Meijer, C., Koopmanschap, M., d'Uva, T. B. & van Doorslaer, E. (2011). Determinants of long-term care spending: Age, time to death or disability? *Journal of Health Economics*, 30(2), 425–438. https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2010.12.010

Désesquelles, A. & Brouard, N. (2003). Le réseau familial des personnes âgées de 60 ans ou plus vivant à domicile ou en institution. *Population*, 58, 201–227. https://doi.org/10.3917/popu.302.0201

Dick, A., Garber, A. M. & MaCurdy, T. A. (1994). Forecasting Nursing Home Utilization of Elderly Americans. In: D. A., Wise (Ed.), *Studies in the Economics of Aging*, Ch. 10. Chicago: University of Chicago Press. http://www.nber.org/chapters/c7351

Diepstraten, M., Douven, R. & Wouterse, B. (2020). Can your house keep you out of a nursing home? *Health Economics*, 29(5), 540–553. https://doi.org/10.1002/hec.4001

Eurobarometer (2007). Health and long-term care in the European Union. Report Special Eurobarometer. https://data.europa.eu/data/datasets/s657_67_3_ebs283?locale=en

Fairlie, R. W. (2005). An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models. *Journal of Economic and Social Measurement*, 30(4), 305–316. https://doi.org/10.3233/JEM-2005-0259

Fizzala, A. (2016). Dépendance des personnes âgées : qui paie quoi ? L'apport du modèle Autonomix. *Les dossiers de la DREES* N° 1. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/ddd1.pdf

Fontaine, R. & Juin, S. (2020). L'implication des proches aidants dans le maintien de l'autonomie des personnes âgées : jusqu'où ? *Médecine/sciences*, 36(12), 1188–1195. https://doi.org/10.1051/medsci/2020226

France Alzheimer (2011). Étude socio-économique « Prendre en soin les personnes atteintes de la maladie d'Alzheimer : le reste à charge » – Principaux résultats 2010. Paris. https://www.lagazettedescommunes.com/telechargements/france-alzheimer_etude_dependance_13012011.pdf

Freedman, V. A. (1996). Family Structure and the Risk of Nursing Home Admission. *The Journals of Gerontology: Series B*, 51B(2), S61–S69. https://doi.org/10.1093/geronb/51b.2.s61

Fuller-Thomson, E., Yu, B., Nuru-Jeter, A., Guralnik, J. M. & Minkler, M. (2009). Basic ADL Disability and Functional Limitation Rates Among Older Americans From 2000–2005: The End of the Decline? *The Journals of Gerontology: Series A*, 64A(12), 1333–1336. https://doi.org/10.1093/gerona/glp130

Garber, A. & MaCurdy, T. (1994). Predicting nursing home utilization among the high-risk elderly. In: D. A., Wise (Ed.), *Issues in the Economics of Aging*, Ch. 6. Chicago: University of Chicago Press. http://www.nber.org/chapters/c7117

Gaugler, J. E., Duval, S., Anderson, K. A. & Kane, R. L. (2007a). Predicting Nursing Home Admission in the U.S.: A Meta-Analysis. *BMC Geriatrics*, 7(13). https://doi.org/10.1186/1471-2318-7-13

Gaugler, J. E., Pot, A. M. & Zarit, S. H. (2007b). Long-Term Adaptation to Institutionalization in Dementia Caregivers. *The Gerontologist*, 47(6), 730–740. https://doi.org/10.1093/geront/47.6.730

Gramain, A. (1997). *Décision de recours aux services professionnels dans la prise en charge des personnes âgées dépendantes : une modélisation dynamique et structurelle à choix discrets*. Toulouse. Thèse de doctorat, Sciences économiques, Université Toulouse III.

Hajek, A., Brettschneider, C., Lange, C., Posselt, T., Wiese, B., … & Group, A. S. (2015). Longitudinal Predictors of Institutionalization in Old Age. *PLOS One*, 10(12). https://doi.org/10.1371/journal.pone.0144203

Hoerger, T. J., Picone, G. A. & Sloan, F. A. (1996). Public Subsidies, Private Provision of Care and Living Arrangements of the Elderly. *The Review of Economics and Statistics*, 78(3), 428–440. http://www.jstor.org/stable/2109790

Hégé, R. (2016). La demande d'aide à domicile est-elle sensible au reste-à-charge : une analyse multi-niveaux sur données françaises. *CES Working Papers* 2016.22, Centre d'économie de la Sorbonne. https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01306095/document

Jette, A. M., Tennstedt, S. & Crawford, S. (1995). How Does Formal and Informal Community Care Affect Nursing Home Use? *The Journal of Gerontology: SerieB*, 50B(1), S4–S12. https://doi.org/10.1093/geronb/50b.1.s4

Kemper, P. & Murtaugh, C. M. (1991). Lifetime Use of Nursing Home Care. *The New England Journal of Medicine*, 324(9), 595–600. https://doi.org/10.1056/NEJM199102283240905

Kemper, P., Komisar, H. L. & Alecxih, L. (2005). Long-Term Care over an Uncertain Future: What Can Current Retirees Expect? *INQUIRY: The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing*, 42(4), 335–350. https://doi.org/10.5034/inquiryjrnl_42.4.335

Laferrère, A., van den Heede, A., van den Bosch, K. & Geerts, J. (2013). Entry into institutional care: Predictors and alternatives. In: Börsch-Supan, A., Brandt, M., Litwin, H. & Weber, G. (Ed.), *Active ageing and solidarity between generations in Europe First Results from SHARE after the economic crises*, Ch. 22. Berlin, Boston: De Gruyter. https://doi.org/10.1515/9783110295467.253

Larbi, K. & Roy, D. (2019). 4 millions de seniors seraient en perte d'autonomie en 2050. *Insee Première* N° 1797. https://www.insee.fr/fr/statistiques/4196949

Lockwood, L. M. (2018). Incidental bequests and the choice to self-insure late-life risks. *American Economic Review*, 108(9), 2513–2550. https://doi.org/10.1257/aer.20141651

Low, S. M. & Altman, I. (1992). Place attachment. In: Altman, I. & Low, S. M. (Ed.), *Place Attachment*, Human Behavior and Environment, vol. 12. Boston, MA: Springer.

Luppa, M., Luck, T., Matschinger, H., König, H. H. & Riedel-Heller, S. G. (2010). Predictors of nursing home admission of individuals without a dementia diagnosis before admission – results from the Leipzig Longitudinal Study of the Aged (LEILA75+). *BMC Health Services Research*, 10(186). https://doi.org/10.1186/1472-6963-10-186

Miron de l'Espinay, A. & Roy, D. (2020). Perte d'autonomie : à pratiques inchangées, 108 000 seniors de plus seraient attendus en EHPAD d'ici à 2030. Projections de population âgée en perte d'autonomie selon le modèle lieux de vie et autonomie (Livia). DREES, *Études et Résultats* N° 1172. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-12/er1172.pdf

Miron de l'Espinay, A. & Ricroch, L. (2021). En 2020, trois Ehpad sur quatre ont eu au moins un résident infecté par la Covid-19. DREES, *Études et Résultats* N° 1196. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2021-07/ER1196.pdf

Muller, M. (2017a). 728 000 résidents en établissements d'hébergement pour personnes âgées en 2015 : Premiers résultats de l'enquête EHPA 2015. DREES, *Études et Résultats* N° 1015. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/er1015.pdf

Muller, M. (2017b). L'accueil des personnes âgées en établissement : entre progression et diversification de l'offre. Résultats de l'enquête EHPA 2015. *Les dossiers de la DREES* N° 20. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/dd20_resultats_ehpa_2015.pdf

Murtaugh, C. M., Kemper, P. & Spillman, B. C. (1990). The Risk of Nursing Home Use in Later Life. *Medical Care*, 28(10), 952–962. https://www.jstor.org/stable/3765581

Nihtilä, E., Martikainen, P., Koskinen, S., Reunanen, A., Noro, A. & Häkkinen, U. (2008). Chronic conditions and the risk of long-term institutionalization among older people. *European Journal of Public Health*, 18(1), 77–84. https://doi.org/10.1093/eurpub/ckm025

Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709. https://doi.org/10.2307/2525981

Prévot, J. (2009). Les résidents des établissements d'hébergement pour personnes âgées en 2007. DREES, *Études et résultats* N° 699. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/er699.pdf

Quentin, W., Riedel-Heller, S. G., Luppa, M., Rudolph, A. & König, H. (2010). Cost of illness studies of dementia: a systematic review focusing on stage dependency of costs. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 121(4), 243–259. https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.2009.01461.x

Ratte, E. & Imbaud, D. (2011). Accueil et accompagnement des personnes âgées en perte d'autonomie. Rapport du groupe n°3 sur la prise en charge de la dépendance, ministère des Solidarités et de la cohésion sociale. https://www.vie-publique.fr/sites/default/files/rapport/pdf/114000334.pdf

Roquebert, Q. & Tenand, M. (2017). Pay less, consume more? The price elasticity of home care for the disabled elderly in France. *Health Economics*, 26(9), 1162–1174. https://doi.org/10.1002/hec.3531

Shen, D., Kuwahara, K. & Zablotsky, D. (2004). Older women's attachments to their home and possessions. *Journal of Aging Studies*, 18(2), 157–169. https://doi.org/10.1016/j.jaging.2004.01.006

Theisen, T. (2017). What Makes People Nursing Home Residents: Individual Need or Municipalities' Supply? In: Schofield, N. & Caballero, G. (Ed.), *State, Institutions and Democracy*, pp. 251–270. Springer International Publishing Switzerland 2017.

Tomassini, C., Glaser, K., Wolf, D., Broese van Groenou, M. & Grundy, E. (2004). Living arrangements among older people: an overview of trends in Europe and the U.S.A. *Population Trends*, 115, 24–34.

Trabut, L. & Gaymu, J. (2016). Habiter seul ou avec des proches après 85 ans en France : de fortes disparités selon les départements. Ined, *Population et Sociétés* N° 539. https://doi.org/10.3917/popsoc.539.0001

Van Houtven, C. H. & Norton, E. C. (2021). Informal care and health care use of older adults. *Journal of Health Economics*, 23, 1159–1180. https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2004.04.008

Verbrugge, L. M. & Jette, A. M. (1994). The Disablement Process. *Social Science & Medicine*, 38(1), 1–14. https://doi.org/10.1016/0277-9536(94)90294-1

Wolinsky, F. D., Callahan, C. M., Fitzgerald, J. F. & Johnson, R. J. (1993). Changes in functional status and the risks of subsequent nursing home placement and death. *Journal of Gerontology*, 48(3), S94–101.

Yun, M. S. (2004). Decomposition differences in the first moment. *Economics Letters*, 82(2), 275–280. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2003.09.008

ANNEXE 1

MÉTHODE DE DÉCOMPOSITION

Les méthodes de décomposition ont initialement été développées pour mettre en évidence des phénomènes de discrimination salariale sur le marché du travail aux États-Unis, entre femmes et hommes (Oaxaca, 1973) ou entre individus blancs et noirs (Blinder, 1973). Fairlie (2005) transpose aux variables dichotomiques (vivre ou non en établissement dans notre cas) le modèle canonique d'Oaxaca-Blinder.

Nous présentons ici de manière synthétique le cadre d'analyse formel du modèle de Fairlie. Nous nous appuyons pour cela sur Boutchenik *et al.* (2019), en adaptant les notations à notre étude. Soit E_{2008} l'échantillon des individus observés en 2008 et E_{2015} l'échantillon des individus observés en 2015. On note $\overline{Y}_t$ (pour $t = 2008,2015$) le taux d'institutionnalisation :

$$\overline{Y}_{2008} = \frac{1}{N_{2008}} \cdot \sum_{i \in E_{2008}} Y_{i,2008} \text{ et } \overline{Y}_{2015} = \frac{1}{N_{2015}} \cdot \sum_{i \in E_{2015}} Y_{i,2015}$$

avec N_t la taille de l'échantillon en t et $Y_{i,t}$ une variable dichotomique égale à 1 si l'individu i réside en établissement en t, 0 sinon.

Pour décomposer l'écart de taux d'institutionnalisation entre 2008 et 2015, on modélise dans un premier temps la probabilité individuelle de vivre en établissement à chacune des deux dates *via* un Logit simple :

$$P_{2008}\left(Y_i = 1 | X_i\right) = F\left(X_i \beta_{2008}\right), \forall i \in E_{2008}$$

$$P_{2015}\left(Y_i = 1 | X_i\right) = F\left(X_i \beta_{2015}\right), \forall i \in E_{2015}$$

où X_i correspond aux caractéristiques de l'individu i, $\left(\beta_{2008}, \beta_{2015}\right)$ aux paramètres à estimer et $F(.)$ à la fonction de répartition de la loi logistique.

Les résultats d'estimation sont, dans un second temps, utilisés pour prédire le taux d'institutionnalisation qu'on aurait observé en 2015 si les caractéristiques de la population étaient restées inchangées par rapport à celles de 2008. Pour cela, on calcule pour chaque individu de 2008 sa probabilité de vivre en établissement sous l'hypothèse que ses caractéristiques individuelles seraient associées de la même façon qu'en 2015 à la probabilité de vivre en établissement :

$$\hat{P}_{2015}\left(Y_i = 1 | X_i\right) = F\left(X_i \hat{\beta}_{2015}\right), \forall i \in E_{2008}$$

Le taux d'institutionnalisation attendu en 2015 si les caractéristiques de la population étaient restées identiques à celles de 2008 est alors égal à la moyenne de ces probabilités prédites :

$$\frac{1}{N_{2008}} \cdot \sum_{i \in E_{2008}} F\left(X_i \hat{\beta}_{2015}\right)$$

L'écart de taux d'institutionnalisation $(\overline{Y}_{2015} - \overline{Y}_{2008})$ peut alors se réécrire de la manière suivante :

$$\overline{Y}_{2015} - \overline{Y}_{2008} = \underbrace{\left(\frac{1}{N_{2015}} \cdot \sum_{i \in E_{2015}} Y_{i,2015}\right) - \left(\frac{1}{N_{2008}} \cdot \sum_{i \in E_{2008}} F\left(X_i \hat{\beta}_{2015}\right)\right)}_{\text{Effet de composition (ou part expliquée)}} + \underbrace{\left(\frac{1}{N_{2008}} \cdot \sum_{i \in E_{2008}} F\left(X_i \hat{\beta}_{2015}\right)\right) - \left(\frac{1}{N_{2008}} \cdot \sum_{i \in E_{2008}} Y_{i,2008}\right)}_{\text{Part inexpliquée}}$$

L'effet de composition correspond à l'écart de taux d'institutionnalisation entre 2008 et 2015 expliqué par la différence des caractéristiques observées de la population aux deux dates. L'écart inexpliqué correspond quant à lui à un écart des probabilités moyennes entre 2008 et 2015 ne s'expliquant pas par la différence de composition (observable) de la population. Il rend compte d'une association différente en 2008 et 2015 entre les caractéristiques individuelles observées et la probabilité de vivre en établissement, ainsi que d'un résidu. Cet effet repose sur l'écart entre $\hat{\beta}_{2008}$ et $\hat{\beta}_{2015}$. On parle ainsi généralement d'une différence de la « valorisation » des caractéristiques observées. Ici par exemple, une amélioration des aides au maintien à domicile des personnes modérément dépendantes pourrait déboucher sur une plus faible propension à vivre en établissement en 2015 qu'en 2008.

L'un des principaux intérêts du modèle d'Oaxaca-Blinder est de permettre de désagréger de manière relativement simple l'effet de composition pour estimer le rôle respectif de chaque caractéristique individuelle X_k dans la différence observée. C'est moins évident dans le cas d'une variable dichotomique.

Pour illustrer cette difficulté, supposons que deux variables seulement soient à l'origine de l'évolution du taux d'institutionnalisation : l'âge et le niveau de dépendance. La décomposition détaillée vise alors à évaluer le poids respectif de l'évolution de la structure par âge de la population et de l'évolution du niveau de dépendance sur l'évolution du taux d'institutionnalisation. Pour cela, on pourra par exemple mettre en œuvre une procédure séquentielle. On prédit tout d'abord le taux d'institutionnalisation qu'on aurait observé en 2015 si la structure par âge de la population de 2015 était celle de 2008. Pour estimer l'effet de composition lié à l'âge, on compare ensuite ce taux avec le taux d'institutionnalisation effectivement observé en 2015. Pour estimer l'effet de composition lié au niveau de dépendance, on compare ce même taux avec le taux d'institutionnalisation qu'on aurait observé en 2015 si à la fois la structure par âge et la structure par niveau de dépendance de la population de 2015 étaient celles de 2008. Dans un cadre non-linéaire, on montre que le résultat d'une telle décomposition est sensible à l'ordre dans lequel elle est opérée (Yun, 2004) : selon qu'on estime l'effet de l'âge puis l'effet de la dépendance ou l'inverse, les estimations de la contribution propre de chaque caractéristique seront différentes. Parmi les stratégies proposées dans la littérature pour résoudre cette difficulté nous adoptons ici celle de Yun (2004), qui permet d'obtenir une décomposition non sensible à l'ordre dans lequel sont introduits les variables. La méthode repose sur l'attribution à chaque variable X_k d'un poids W_k reflétant la contribution relative de l'écart de distribution de cette variable entre les deux groupes à l'écart observé de la variable d'intérêt :

$$W_k = \frac{\left(\hat{\beta}_{k,2015}\left(\overline{X}_{k,2015} - \overline{X}_{k,2008}\right)\right)}{\left(\sum_k \hat{\beta}_{k,2015}\left(\overline{X}_{k,2015} - \overline{X}_{k,2008}\right)\right)}.$$

ANNEXE 2

DÉCOMPOSITION AGRÉGÉE ET DÉTAILLÉE DE L'ÉVOLUTION DU RECOURS À L'HÉBERGEMENT EN ÉTABLISSEMENT ENTRE 2008 ET 2015 (COEFFICIENTS DE RÉFÉRENCE DE 2008)

		Coefficient	*P* > *z*	[Int. conf. à 95 %]
Décomposition agrégée :				
Évolution observée (variation totale)		0.008	0.025	[0.001;0.015]
Effet du changement de composition (part expliquée)		0.011	0.000	[0.009;0.013]
Effet non expliqué par la composition (part inexpliquée)		−0.003	0.372	[−0.009;0.004]
Décomposition détaillée :				
1 – Contribution à l'évolution du recours des changements de composition de la population par facteur				
Âge	70-79 (baisse)	+0.010	0.004	[0.003;0.016]
	80-89 (baisse)	+0.000	0.205	[−0.001;0.000]
	90+ (hausse)	+0.011	0.003	[0.004;0.018]
Sexe	Hommes (hausse)	0.000	0.931	[−0.001;0.001]
	Femmes (baisse)	0.000	0.931	[−0.001;0.001]
Diplôme	Pas ou peu diplômés (baisse)	+0.005	0.002	[0.002;0.008]
	Diplômés du secondaire (hausse)	−0.001	0.607	[−0.007;0.004]
	Diplômés du supérieur (hausse)	+0.001	0.119	[0.000;0.003]
Famille	Pas en couple (baisse)	−0.008	0.016	[−0.015;−0.002]
	En couple (hausse)	−0.008	0.016	[−0.015;−0.002]
	Sans enfant (baisse)	−0.003	0.028	[−0.007;0.000]
	Enfant(s) (hausse)	−0.003	0.028	[−0.007;0.000]
	Fratrie (hausse)	−0.001	0.280	[−0.002;0.001]
	Pas de fratrie (baisse)	−0.001	0.280	[−0.002;0.001]
Incapacité	Autonome (hausse)	−0.003	0.017	[−0.005;−0.001]
	LF sans RA (baisse)	0.004	0.015	[0.001;0.008]
	LF et RA (hausse)	0.009	0.014	[0.002;0.017]
2 – Part de l'évolution expliquée par un changement des coefficients du lien entre facteurs et recours				
Âge	70-79	0.000	0.576	[−0.001;0.002]
	80-89	0.000	0.786	[−0.001;0.001]
	90+	0.000	0.507	[0.000;0.000]
Sexe	Hommes	0.000	0.538	[−0.001;0.001]
	Femmes	+0.001	0.538	[−0.001;0.002]
Diplôme	Pas ou peu diplômés	−0.002	0.401	[−0.006;0.003]
	Diplômés du secondaire	0.000	0.874	[−0.001;0.001]
	Diplômés du supérieur	0.000	0.455	[0.000;0.001]
Famille	Pas en couple	−0.002	0.387	[0.007;0.003]
	En couple	+0.002	0.387	[−0.002;0.006]
	Sans enfant	0.000	0.800	[0.000;0.000]
	Enfant(s)	0.000	0.800	[−0.001;0.002]
	Fratrie	0.000	0.489	[−0.002;0.001]
	Sans fratrie	0.000	0.489	[−0.001;0.001]
Incapacité	Autonome	0.000	0.827	[−0.001;0.001]
	LF sans RA	−0.004	0.347	[−0.014;0.005]
	LF et RA	+0.001	0.302	[−0.001;0.004]
Non expliqué		+0.002	0.498	[−0.003;0.006]

Note : décomposition réalisée avec la méthode de Yun (2004). Des pondérations normalisées sont utilisées afin de tenir compte de la composition de la population selon le lieu d'habitation. Les coefficients estimés multipliés par 100 s'interprètent comme une variation du taux d'institutionnalisation en points de pourcentage.
Lecture : le fait que la proportion de personnes « Pas ou peu diplômées » ait baissé entre 2008 et 2015 a contribué à faire diminuer de 0.5 point de pourcentage le taux d'institutionnalisation des 75 ans ou plus entre 2008 et 2015.
Sources et champ : DREES, enquêtes HSM 2008, HSI 2009, CARE-Ménages 2015 et CARE-Institutions 2016. Individus de 75 ans ou plus résidant en France métropolitaine en 2008 et 2015 (à domicile et en établissement).

Effets sur la consommation de soins d'un report de l'âge de départ à la retraite annoncé en fin de carrière

The Health-Consumption Effects of Increasing Retirement Age Late in the Game

Eve Caroli*, Catherine Pollak et Muriel Roger*****

Résumé – En nous appuyant sur le report différencié selon les générations des âges cibles du système de retraite français introduit par la réforme de 2010, nous estimons les effets d'une augmentation de quatre mois des âges d'ouverture des droits et d'annulation de la décote sur la consommation de soins. Nous nous concentrons sur les personnes qui étaient proches de la retraite, mais qui n'avaient pas encore atteint l'âge légal au moment de l'adoption de la réforme. À l'aide de données administratives sur les dépenses de santé non hospitalières et sur les arrêts maladie, nous montrons que la probabilité d'avoir au moins un arrêt maladie augmente pour tous les groupes traités, tandis que le nombre total de jours d'arrêt reste le même conditionnellement à avoir bénéficié d'un arrêt maladie. Le report des âges d'ouverture des droits et d'annulation de la décote n'augmente pas la probabilité de consulter un médecin généraliste, sauf pour les hommes des générations les plus jeunes. En revanche, il augmente la probabilité de consulter un médecin spécialiste pour tous, à l'exception des hommes des générations les plus âgées. Le report d'âge augmente également la probabilité de consulter un kinésithérapeute pour les femmes des générations plus âgées. Globalement, il augmente les dépenses de santé, en particulier dans la partie inférieure de leur distribution.

Abstract – *Using the differentiated increase in retirement age across cohorts introduced by the 2010 French pension reform, we estimate the health-consumption effects of a 4-month increase in retirement age. We focus on individuals who were close to retirement age but had not yet reached statutory retirement age by the time the reform was passed. Using administrative data on individual sick-leave claims and health-care expenses, we show that the probability of having at least one sickness absence increases for all treated groups, while the overall number of sick days remains unchanged, conditional on having a sick leave. Delaying retirement does not increase the probability of seeing a general practitioner, except for men in the younger cohorts. In contrast, it raises the probability of seeing a specialist physician for all individuals, except men in the older cohorts. Delaying retirement also increases the probability of seeing a physiotherapist among women from the older cohorts. Overall, it increases health expenditures, in particular in the lower part of the expenditure distribution.*

JEL : I10, J14, J18, J26
Mots-clés : réforme des retraites, âge de la retraite, santé, consommation de soins
Keywords: pension reform, retirement age, health, health-care consumption

**LEDa Université Paris Dauphine-PSL et IZA ; **Anciennement à la DREES où l'étude a été menée, et actuellement Commonwealth Fund Harkness Fellow in Health Care Policy and Practice à New York University Grossman School of Medicine et au centre CHIBE de l'Université de Pennsylvanie ; ***CES Université Paris 1 Panthéon Sorbonne.* Correspondance : *eve.caroli@dauphine.psl.eu*

Nous remercions la Caisse nationale d'assurance maladie de nous avoir accordé l'accès à ses données. Cette étude a été réalisée pour le compte de la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) du ministère de la Santé et de la prévention, qui a fourni une aide à la recherche et un soutien financier au projet. Nous remercions Andrea Bassanini, l'éditeur, ainsi que deux rapporteurs anonymes, pour leurs commentaires et suggestions. Nous restons responsables des éventuelles erreurs.

Reçu en septembre 2022, accepté en mars 2023. Traduit de "The Health-Consumption Effects of Increasing Retirement Age Late in the Game".
Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

Citation: Caroli, E., Pollak, C. & Roger, M. (2023). The Health-Consumption Effects of Increasing Retirement Age Late in the Game. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 538, 49–67. doi: 10.24187/ecostat.2023.538.2092

Le vieillissement de la population est un défi majeur pour les sociétés et, en particulier, pour la viabilité des systèmes de protection sociale. Au cours des dernières décennies, la plupart des pays de l'OCDE ont réformé leur système de retraite afin d'en garantir la viabilité financière (OECD, 2017). Ces réformes sont généralement multidimensionnelles, mais incluent souvent une augmentation des âges cibles des systèmes de pension, conformément à l'hypothèse selon laquelle le report de la retraite incite les travailleurs âgés à se maintenir en emploi. Cela est susceptible de générer mécaniquement une augmentation des cotisations et de réduire les dépenses de retraite à court terme, contribuant ainsi à l'équilibre financier des systèmes de retraite et, plus généralement, de protection sociale.

Cependant, ce cercle vertueux pourrait être rompu si le report des départs à la retraite conduisait à une détérioration de la santé des individus (L'Haridon *et al.*, 2018). La littérature a étudié de façon approfondie l'effet du passage de l'emploi à la retraite sur la santé physique, mentale et cognitive des personnes âgées, en utilisant souvent l'âge légal[1] de départ à la retraite comme instrument et les réformes des retraites comme des chocs exogènes sur ces âges. Les résultats sont globalement ambigus. La méta-analyse réalisée par Filomena & Picchio (2022) sur 275 observations, tirées de 85 articles publiés entre 2000 et 2021, montre que 28 % d'entre elles trouvent des effets positifs de la retraite sur la santé, tandis que 13 % trouvent des effets négatifs, mais, surtout, que près de 60 % des observations ne donnent aucun résultat statistiquement significatif. Un autre courant de littérature s'est consacré aux effets du report du départ à la retraite sur la santé après la retraite. Dans leur revue de littérature, Garrouste & Perdrix (2021) concluent qu'un départ plus tardif n'a aucun effet sur la mortalité, diminue la consommation de soins de santé et a une incidence négative ou non significative sur la santé perçue des personnes âgées.

Toutefois, les réformes augmentant les âges d'ouverture des droits et d'annulation de la décote sont également susceptibles d'affecter la santé *avant la retraite*. Dans la mesure où elles augmentent l'horizon temporel de la fin de carrière des individus, elles affectent probablement la valeur de leurs investissements dans la santé, ce qui peut à son tour modifier leur état de santé (Bertoni *et al.*, 2018). Dans le même temps, à la suite d'une modification des règles de départ à la retraite, les personnes concernées peuvent estimer qu'on les oblige à accepter une situation nouvelle dans laquelle elles n'ont que peu de contrôle sur leurs décisions en matière de liquidation de leurs droits. En outre, si les nouvelles règles sont perçues comme injustes et/ou touchent des individus proches de l'âge de la retraite, cela peut donner lieu à de profondes déceptions (De Grip *et al.*, 2012). Les deux mécanismes peuvent engendrer du stress, ce qui peut avoir des effets négatifs sur la santé, tant physique que mentale. Si l'état de santé des personnes touchées par la réforme est modifié, cela peut améliorer ou entraver leur capacité à travailler et, en conséquence, avoir un effet sur les potentielles économies attendues d'un report de l'âge de départ. Cet effet non désiré des réformes est beaucoup moins étudié dans la littérature.

Cet article examine les effets sur la consommation de soins de la réforme des retraites de 2010, qui a induit un report de l'âge légal et de l'âge du taux plein. Nous considérons les personnes qui étaient proches de l'âge de la retraite mais qui n'avaient pas encore atteint l'âge minimal de liquidation des droits au moment de l'adoption de la réforme. À la mi-juillet 2010, le gouvernement français a annoncé que l'âge légal de la retraite – respectivement l'âge du taux plein – serait relevé de quatre mois pour tous les individus nés entre juillet et décembre 1951, et de quatre mois supplémentaires pour chaque génération née les années suivantes jusqu'en 1956. L'âge légal de la retraite et l'âge du taux plein étant de 60 ans et 65 ans respectivement, la réforme les a donc fait passer à 62 ans et à 67 ans respectivement pour les individus nés en 1956 et après. Nous tirons parti de cette modification pour établir une estimation en différence première de l'effet d'un report de quatre mois de l'âge de la retraite sur les absences pour maladie, sur les visites chez les médecins et kinésithérapeutes et sur les dépenses de santé des individus qui étaient au plus à 5 ans et demi de l'âge légal de départ avant l'adoption de la réforme.

Plus précisément, nous considérons deux échantillons différents, l'un composé d'individus très proches de l'âge légal de la retraite – à au plus 2.5 ans –, l'autre d'individus plus éloignés – de 4.5 ans à 6.5 ans. Pour chacun d'entre eux, nous estimons l'effet d'un report de quatre mois des âges cibles, âge légal et âge du taux plein, chez des individus nés au cours de

1. L'âge légal de départ à la retraite (ou âge d'ouverture des droits) est l'âge minimal auquel les prestations de retraite peuvent être liquidées. L'âge d'annulation de la décote (ou âge du taux plein) est l'âge auquel les travailleurs reçoivent une retraite sans coefficient de décote, quel que soit leur nombre d'années de cotisation. Le montant de la retraite reste néanmoins proratisé par le nombre d'années de cotisation au système.

deux mois adjacents, afin de neutraliser l'effet potentiellement confondant de l'âge sur l'état de santé. En outre, en guise de test placebo, nous vérifions l'absence de toute différence dans la consommation de soins entre des individus nés au cours de deux mois adjacents mais soumis aux mêmes règles du système de retraite. Pour ce faire, nous utilisons des données administratives sur les indemnités journalières pour maladie et les consommations de soins délivrés en ville, disponibles pour tous les salariés du secteur privé et les agents contractuels travaillant dans la fonction publique. Nous considérons la consommation de soins sur la période allant du 15 juillet 2010 (le lendemain de l'annonce de la réforme) au 31 mai 2011 (la veille des premiers départs à la retraite de la cohorte plus âgée).

Nos résultats suggèrent qu'un report de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein augmente la probabilité d'avoir au moins un arrêt maladie au cours de la période étudiée de 11.8 % pour les hommes et 10.3 % pour les femmes dans les cohortes les plus agées, et de 6.7 % pour les hommes et 3.9 % pour les femmes dans les cohortes les plus jeunes. En revanche, nous ne constatons aucune incidence de la réforme sur la durée totale d'absence pour maladie, si arrêt il y a, lorsque nous estimons un modèle binomial négatif à inflation de zéros. S'agissant des visites chez un médecin, nous montrons que le report de la retraite n'augmente pas la probabilité de consulter un généraliste, sauf pour les hommes des cohortes les plus jeunes. En revanche, il augmente la probabilité de consulter un spécialiste au moins une fois pour tous les groupes, à l'exception des hommes des cohortes les plus agées[2], même si l'effet est modéré (environ 1.5 %). Le report des âges cibles de 4 mois augmente également de 3.4 % la probabilité de consulter un kinésithérapeute pour les femmes des cohortes les plus agées. Enfin, lorsque nous estimons des régressions quantiles inconditionnelles pour les dépenses de santé, nous constatons une augmentation des dépenses conforme aux résultats précédents, en particulier dans la partie inférieure de la distribution des dépenses. Il en est de même pour les dépenses en médicaments des hommes dans les cohortes les plus jeunes. Cela suggère que les dépenses de soins présentées au remboursement augmentent lorsque l'âge de la retraite est reporté, en particulier pour les personnes dont les dépenses de santé étaient initialement faibles.

L'interprétation de ces résultats suggère que les individus touchés par la modification du système de retraite vers la fin de leur carrière éprouvent des troubles psychologiques, voire physiques, et des problèmes de santé au moins durant l'année suivant l'annonce de la réforme.

Notre article s'inscrit dans deux courants de littérature. Le premier est assez restreint et s'intéresse à l'effet du changement des âges de liquidation des droits à pension sur la santé avant la retraite et sur le comportement en matière de santé des personnes en fin de carrière au moment de l'adoption d'une réforme. Bauer & Eichenberger (2021) examinent un changement de politique qui a abaissé l'âge de la retraite de 65 à 60 ans en Suisse. Ils montrent que cette réforme qui était destinée à améliorer la santé en emploi, a eu l'effet inverse. Les absences pour maladie ont augmenté de 33 % parmi les ouvriers du bâtiment âgés de 56 à 60 ans travaillant jusqu'à 60 ans au lieu de 65 ans, et leur probabilité de signaler des problèmes de santé a augmenté de 54 %. Dans une certaine mesure, ces résultats rejoignent ceux de Bertoni *et al.* (2018), qui constatent qu'une augmentation de l'âge minimal de la retraite – induite par une réforme des retraites modifiant les conditions d'éligibilité en Italie en 2004 – a amélioré les comportements en matière de santé chez les hommes d'âge moyen. Une augmentation d'un an de l'horizon de travail requis a augmenté leur probabilité de faire du sport régulièrement, d'avoir un indice de masse corporelle en dessous du niveau d'obésité et de se déclarer très satisfaits de leur état de santé. En revanche, dans leur étude de référence sur ce sujet, De Grip *et al.* (2012) constatent que le report de la retraite détériore la santé mentale. Ils évaluent l'effet d'une réforme du système de retraite néerlandais qui a augmenté d'un an et un mois l'âge minimal permettant de bénéficier d'une retraite à taux plein dans le secteur public. Ils trouvent que, deux ans après cette modification, le taux de dépression est environ 40 % plus élevé dans le groupe traité que chez les individus témoins. Nos résultats complètent ceux de De Grip *et al.* (2012). Nous montrons qu'une augmentation modérée (quatre mois) des âges d'ouverture des droits et d'annulation de la décote augmente substantiellement la probabilité d'absence pour maladie chez les salariés du secteur privé âgés de 54 ans et plus. Cette conclusion rejoint celle de d'Albis *et al.* (2020), qui constatent également que la réforme des retraites menée en France en 2010 a augmenté les absences pour maladie au sein d'un échantillon plus petit d'enseignants du secondaire du secteur public. En outre, nous

2. Ces résultats ne sont pas incohérents avec ce que nous constatons pour les généralistes car, en France, il est possible de consulter les spécialistes directement sans passer par un généraliste pour certaines spécialités ou en dehors du parcours de soins.

montrons que le report de la retraite augmente la probabilité de consulter un spécialiste, et conduit *in fine* à une hausse des dépenses de santé, en particulier parmi les salariés dont les dépenses de santé sont initialement faibles.

Notre étude complète également la littérature consacrée à l'effet de la retraite sur la santé en France. À l'aide de données sur les ménages, L'Haridon *et al.* (2018) et Messe & Wolff (2019) comparent les trajectoires de santé des individus partant à la retraite et des individus restant en emploi, après avoir contrôlé de leurs caractéristiques avant leur départ à la retraite. Ils constatent que la transition vers la retraite a un effet bénéfique à court terme sur la santé perçue des personnes interrogées. Dans la lignée de ces conclusions, Blake & Garrouste (2019) montrent que l'augmentation du nombre d'années de cotisation requises pour être éligible à une retraite à taux plein et la réduction des niveaux de pension, qui ont été imposées aux salariés du secteur privé par la réforme des retraites de 1993, ont eu un effet négatif sur la santé perçue et la santé physique des retraités peu qualifiés. Toutefois, Bozio *et al.* (2021) ne constatent aucun effet significatif de cette réforme sur les taux de mortalité entre 61 et 79 ans. Nous complétons cette littérature en examinant les effets d'une réforme des retraites plus récente sur les personnes qui sont encore en emploi au moment de la réforme. Nous montrons que le report de la retraite augmente leur consommation de soins, ce qui suggère que le fait de travailler plus longtemps peut non seulement détériorer la santé des personnes âgées, mais également avoir des effets négatifs sur la santé des personnes actives, du moins lorsqu'il est introduit vers la fin de leur carrière. Pour finir, Ben Halima *et al.* (2022) estiment l'incidence de se situer au-dessus ou en-deçà de l'âge légal de la retraite sur les absences pour maladie parmi les cohortes touchées d'une façon différente par la réforme des retraites de 2010. Nous améliorons leur méthodologie en proposant une configuration empirique qui permet d'identifier l'effet causal de la réforme sur les arrêts maladie et les dépenses de santé sans qu'il soit besoin de formuler des hypothèses fortes sur des tendances parallèles.

La suite de l'article s'articule comme suit. La section 1 présente le contexte institutionnel. La section 2 détaille la stratégie empirique. La section 3 décrit les données. La section 4 présente les résultats, puis nous concluons.

1. Le contexte institutionnel

La France dispose de divers régimes de retraite et d'assurance maladie auxquels les individus contribuent en fonction de leur statut d'emploi et/ou du secteur dans lequel ils travaillent. Dans cet article, nous considérons la réforme des retraites adoptée en 2010 qui a relevé l'âge légal et l'âge du taux plein pour tous les salariés. Cependant, nous limitons notre analyse aux salariés du secteur privé et aux agents contractuels de la fonction publique, car nos données sur la santé ne couvrent ni les fonctionnaires ni les travailleurs indépendants.

Bien que la réforme ait été définitivement adoptée par le Parlement le 27 octobre 2010, la question de l'équilibre des comptes du système public de retraite en France faisait partie du débat public depuis 1993. Toutefois, durant cette période, l'option privilégiée par les décideurs politiques avait été un allongement de la durée de cotisation requise pour être éligible à la retraite à taux plein (d'Albis *et al.*, 2020). Le nombre d'années de cotisation requises a été progressivement augmenté, passant de 37.5 années pour les générations nées en 1933 et avant à 40 années pour les générations nées en 1944 et après, à compter de 1993 dans le secteur privé et de 2003 dans le secteur public. Il a de nouveau été augmenté en 2009, passant à 41 années de cotisation. La volonté d'augmenter l'âge légal et l'âge d'annulation de la décote est intervenue plus tard dans le débat public, au printemps 2010. Le 16 mai, un document d'orientation politique sur la réforme des retraites a été remis aux partenaires sociaux. Selon ce document, la seule solution pour assurer la viabilité financière du système de retraite sans affecter le niveau de vie des retraités et des salariés était le report des âges cibles du système. Le 16 juin, le ministre du Travail, Éric Woerth, a présenté les principales orientations de son projet de réforme : l'âge légal et l'âge d'annulation de la décote seraient progressivement relevés, passant respectivement de 60 à 62 ans et de 65 à 67 ans, et la réforme n'affecterait pas les générations nées avant 1951. Le 13 juillet, le projet de loi a finalement été présenté au Conseil des ministres. Il indiquait clairement que les âges cibles seraient modifiés de façon différenciée selon les générations, suivant le calendrier indiqué dans le tableau 1.

Au cours de cette première étape de la réforme, l'âge légal d'ouverture des droits et l'âge du taux plein ont donc été relevés de quatre mois pour la première génération concernée (personnes nées entre juillet et décembre 1951) et de quatre mois supplémentaires pour chaque génération née durant les années suivantes jusqu'en 1956. Pour toutes les personnes nées en 1956 et après, l'âge légal et l'âge du taux plein ont été relevés de deux ans par rapport aux critères d'âge prévalant

Tableau 1 – **Âge légal et âge du taux plein, selon la date de naissance**

Date de naissance	Âge légal de la retraite	Âge du taux plein
Avant juillet 1951	60	65
Du 1er juillet au 31 décembre 1951	60 + 4 mois	65 + 4 mois
1952	60 + 8 mois	65 + 8 mois
1953	61	66
1954	61 + 4 mois	66 + 4 mois
1955	61 + 8 mois	66 + 8 mois
1956 et après	62	67

avant la réforme, passant à 62 et 67 ans respectivement. La réforme s'est accélérée à partir du 1er janvier 2012 : pour les générations nées après le 1er janvier 1952, les paliers de relèvement des âges sont passés de quatre à cinq mois jusqu'à ce que les deux limites d'âge atteignent respectivement 62 et 67 ans, soit pour les individus nés en 1955 et après.

Notons que la réforme de 2010 ne s'appliquait pas aux personnes qui avaient commencé à travailler avant l'âge de 18 ans : pour elles, le dispositif « carrières longues » permettait le maintien de l'âge légal à 60 ans dès lors qu'elles avaient contribué au moins 43.5 années au système de retraite. Depuis 2010, elles peuvent même prendre leur retraite à 58 ans si elles ont commencé à travailler avant l'âge de 16 ans.

Une caractéristique importante de la réforme est que les modalités précises selon lesquelles la réforme affecterait les personnes nées en 1951 et au-delà – à savoir quelle génération et dans quelle mesure – n'ont été dévoilées que le 13 juillet, lorsque le ministre du Travail a présenté les détails de la réforme au Conseil des ministres. Il s'est avéré que même les individus qui n'étaient qu'à un an de l'âge légal en vigueur allaient être affectés par la réforme, ce qui a créé la surprise, car les précédentes réformes des retraites avaient été plus progressives. Nous nous appuyons sur le caractère inattendu du contenu exact de la réforme pour estimer l'effet d'un relèvement de quatre mois de l'âge minimal de liquidation des droits à pension sur la consommation de soins des individus qui n'avaient pas encore atteint l'âge légal de la retraite au moment de l'annonce de la réforme.

2. Stratégie empirique

2.1. Cadre empirique

Nos données (voir la section 3) ne contiennent pas d'informations sur le statut d'activité des personnes. Dans la mesure où nous ne savons pas si elles font encore partie de la population active, nous estimons un modèle d'intention de traiter.

Notre stratégie d'identification repose sur la comparaison des absences pour maladie, des visites chez le médecin et le kinésithérapeute et des dépenses de soins d'individus dont les âges cibles du système diffèrent de seulement quatre mois en raison de la réforme : 60 ans et quatre mois contre 60 ans ; 60 ans et huit mois contre 60 ans et quatre mois, etc.[3] pour l'âge d'ouverture des droits. Dans la mesure où le report des âges prévu par la réforme est indexé sur la date de naissance, et dans la mesure où l'âge affecte fortement l'état de santé, nous comparons des individus dont les âges sont les plus proches possibles. Pour ce faire, nous définissons notre groupe traité et notre groupe témoin en sorte que leurs dates de naissance ne soient pas distantes de plus de deux mois.

Plus précisément, nous considérons cinq cohortes. La cohorte C1 comprend les individus nés en juin ou juillet 1951. La cohorte C2 comprend les individus nés en décembre 1951 ou janvier 1952. De même, la cohorte C3 comprend les individus nés en décembre 1952 ou janvier 1953, la cohorte C4 les individus nés en décembre 1953 ou janvier 1954 et la cohorte C5 les individus nés en décembre 1954 ou janvier 1955[4]. Nous comparons ensuite les individus nés en juin 1951 à ceux nés en juillet 1951 dans la cohorte C1, ainsi que les individus nés au mois de décembre d'une année (1951 à 1954) à ceux nés au mois de janvier de l'année suivante (1952 à 1955) dans les cohortes C2, C3, C4 et C5 respectivement. Ce faisant, les individus traités et les individus témoins sont tous confrontés à la même augmentation de l'âge minimal de la retraite en raison de la réforme (quatre mois avant son accélération) et sont tous nés à deux mois d'intervalle au plus.

3. Contrairement à ce qui est fait habituellement dans la littérature, nous n'estimons pas l'effet de la retraite sur les dépenses de santé en utilisant une réforme des retraites comme instrument de l'âge de la retraite. Puisque nous ne savons pas si les individus sont à la retraite ou non, notre modèle est une forme réduite dans lequel la réforme des retraites affecte directement les dépenses de santé.

4. Nous n'avons pas eu accès aux données sur la consommation de soins des individus nés en 1956, ce qui nous empêche d'étendre l'analyse à la cohorte née en décembre 1955 ou janvier 1956.

Dans ce cadre, les *non compliers*[5] sont ici les individus pour lesquels le report de l'âge d'ouverture des droits et de l'âge d'annulation de la décote ne modifie ni l'âge ni les comportements de départ à la retraite. C'est le cas des personnes ayant déjà pris leur retraite au moment de l'adoption de la réforme. C'est également le cas de celles (et en particulier des femmes) n'ayant jamais travaillé, ainsi que des personnes qui avaient droit à la retraite à taux plein avant la réforme à un âge identique à l'âge légal de la retraite après la réforme (par exemple les salariés ayant commencé à travailler à un très jeune âge et bénéficiant du dispositif « carrières longues »). Tous les autres individus sont des *compliers*. C'est le cas des personnes ayant prévu de prendre leur retraite le plus tôt possible. C'est aussi le cas de celles qui prévoyaient de toute façon de prendre leur retraite plus tard, puisque la réforme modifie l'âge auquel elles sont susceptibles de recevoir des prestations de retraite plus élevées que la normale (surcote). Il va sans dire que les personnes qui prévoyaient de liquider leur retraite à l'âge d'annulation de la décote parce qu'elles n'avaient pas suffisamment cotisé pour avoir droit au taux plein avant cet âge sont également des *compliers*, puisque la réforme repousse cet âge cible.

Nous excluons de notre analyse la cohorte C3, née en décembre 1952 ou en janvier 1953. Notre hypothèse d'identification est en effet que les différences de consommation de soins entre le groupe traité et le groupe témoin découlent uniquement de la réforme. Cela est plausible pour toutes les cohortes, car les deux groupes ont presque le même âge et sont observés aux mêmes dates. Toutefois, cette hypothèse est probablement invalidée pour les individus nés en décembre 1952 ou janvier 1953. La réforme Berthoin, adoptée en 1959, a en effet relevé l'âge de fin de scolarité obligatoire de 14 à 16 ans pour les enfants nés à partir du 1er janvier 1953. Dans la mesure où l'âge de fin de scolarité obligatoire a des conséquences sur les carrières et les droits à la retraite et que l'éducation peut affecter la santé (Kemptner *et al.*, 2011), notre hypothèse d'identification n'est probablement pas valable pour cette cohorte.

Nous regroupons les individus en deux échantillons différents. Le premier regroupe les individus des cohortes C1 et C2, qui étaient proches de l'âge d'ouverture des droits lorsque la réforme a été adoptée. Pour eux, l'âge minimal légal a été relevé de huit mois au plus (pour ceux nés en janvier 1952) mais il reste toujours relativement proche après la réforme (moins de 2.5 ans). Le deuxième échantillon regroupe les individus des cohortes C4 et C5, qui étaient beaucoup plus jeunes au moment de la réforme. Pour ces cohortes, la possibilité de partir à la retraite a été plus fortement retardée (d'un an à un an et huit mois) mais, surtout, l'âge de départ est plus éloigné (au moins 3.5 ans avant la réforme et 4.5 ans après). Nous regroupons les cohortes en un échantillon d'individus plus jeunes et un échantillon d'individus plus âgés pour plusieurs raisons. Premièrement, dans la mesure où la réforme Berthoin a potentiellement retardé l'entrée sur le marché du travail de deux ans pour tous les individus arrivant à l'âge de fin de scolarité obligatoire dans le groupe plus jeune, mais pas dans le groupe plus âgé, les droits à la retraite sont complètement différents dans les deux groupes de cohortes. Deuxièmement, l'augmentation globale de l'âge possible de liquidation des droits à la retraite a été beaucoup plus importante pour l'échantillon plus jeune que pour l'échantillon plus âgé, ce qui pourrait aboutir à une réponse différente au traitement étudié, à savoir un report de quatre mois supplémentaires de l'âge de la retraite. Quatre mois supplémentaires peuvent en effet être considérés comme une différence plus marginale lorsque l'augmentation globale des âges cibles est plus importante que lorsqu'elle est plus faible. Troisièmement, les individus des deux échantillons n'étaient pas aussi proches de la retraite l'un et l'autre avant la réforme et cette différence s'est accentuée après la réforme. Cela peut également avoir influencé la façon dont ils ont accueilli la réforme (Bertoni *et al.*, 2018). Enfin, même s'il était déjà prévu que la réforme affecte les cohortes les plus jeunes, comme nous l'avons dit, elle a créé la surprise pour les individus plus âgés, car il s'agissait de changer les règles vers la (toute) fin de leur carrière. Cette différence peut également avoir occasionné des réactions psychologiques différentes à la réforme, qui peuvent avoir à leur tour affecté la santé des individus d'une façon différente. Pour ces raisons, nous choisissons d'étudier séparément les échantillons des individus les plus jeunes et les plus âgées. Toutefois, à titre de test de robustesse, nous estimons à nouveau nos modèles sur un échantillon dans lequel nous rassemblons les quatre cohortes et incluons des indicatrices de cohorte.

5. Dans le cas général, le terme compliers *désigne la population pour laquelle être au-dessus ou en-dessous du seuil fait une différence dans la réponse au traitement. Il s'agit ici des personnes pour lesquelles le mois de naissance a un effet sur l'âge de départ à la retraite. Les* non compliers *désignent celles pour lesquelles la réforme ne modifie pas les conditions de départ à la retraite.*

Pour éviter de mélanger des traitements d'intensité différente, nous nous concentrons sur la période pendant laquelle les âges cibles ont été relevés de quatre mois pour chaque cohorte successive, c'est-à-dire avant l'accélération de la réforme en janvier 2012. Cette restriction n'est en réalité pas contraignante, puisque nous voulons estimer l'incidence de la réforme sur la consommation de soins des individus qui ne sont pas encore à la retraite. Dans la mesure où les individus les plus âgés de nos groupes témoins peuvent prendre leur retraite à partir du 1er juin 2011 (c'est-à-dire à l'âge de 60 ans), nous considérons la consommation de soins de santé sur la période allant du jour suivant l'annonce de la réforme (faite le 13 juillet 2010) jusqu'à la veille du jour où les individus les plus âgés du groupe témoin atteignent l'âge légal de la retraite (c'est-à-dire le 31 mai 2011).

Pour résumer, notre stratégie empirique consiste à estimer des modèles en différence première dans lesquels nous comparons la probabilité et le nombre de jours d'arrêt maladie, la probabilité de consulter un médecin ou un kinésithérapeute et le montant des dépenses de soins délivrés entre le 15 juillet 2010[6] et le 31 mai 2011, d'une part pour les individus nés en juin ou juillet 1951 ou en décembre 1951 ou janvier 1952 (c'est-à-dire les cohortes C1 et C2), et d'autre part pour les individus nés en décembre 1953 ou janvier 1954 ou décembre 1954 ou janvier 1955 (c'est-à-dire les cohortes C4 et C5). Les groupes traités sont ainsi confrontés à des âges cibles du système de retraite supérieurs de quatre mois à ceux des groupes témoins. Nous présentons également des estimations placebo comparant les individus nés en avril 1951 à ceux nés en mai 1951 et les individus nés en octobre 1951, 1953 et 1954 à ceux nés en novembre de ces années. Les âges cibles après la réforme sont en effet les mêmes dans l'ensemble de ces groupes de traitement et groupes témoins placebo.

2.2. Impact de la réforme sur les arrêts maladie

Nous estimons en premier lieu l'effet d'une augmentation de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein sur la probabilité d'être en arrêt maladie au moins une fois, dans nos deux échantillons, à l'aide d'un modèle de probabilité linéaire :

$$SA_i = \alpha T_i + \beta D_i + \varepsilon_i \qquad (1)$$

où SA_i est une variable indicatrice égale à 1 si l'individu i a été en arrêt maladie au moins une fois entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011, et à 0 dans le cas contraire. T_i est une variable indicatrice égale à 1 si i appartient au groupe traité – c'est-à-dire s'il est né en juillet 1951 ou en janvier 1952 dans le premier échantillon et en janvier 1954 ou 1955 dans le deuxième échantillon – et à 0 dans le cas contraire. D_i est une variable indicatrice égale à 1 si i appartient aux cohortes C2 ou C5, selon l'échantillon, et à 0 dans le cas contraire. ε_i est un terme d'erreur.

Dans un deuxième temps, nous examinons l'effet de la réforme sur le nombre total de jours d'arrêt maladie au cours de la période allant du 15 juillet 2010 au 31 mai 2011. Dans la mesure où il s'agit d'une variable de comptage très concentrée sur quelques valeurs et avec une surreprésentation de zéros (environ 93 % de l'échantillon C1+C2 et 89 % de l'échantillon C4+C5) et une surdispersion (la variance conditionnelle dépasse la moyenne conditionnelle), nous estimons un modèle binomial négatif à inflation de zéros. Le modèle est un modèle de mélange de lois de probabilité combinant deux processus. Le premier génère le nombre de zéros et le second génère le comptage à partir d'un modèle binomial :

$$\begin{cases} Pr(NSD_i = 0 \mid T_i, D_i) = \Phi\left(\vartheta T_i + \varphi D_i\right) + \\ \qquad \left(1 - \Phi\left(\vartheta T_i + \varphi D_i\right)\right) g(0 \mid T_i, D_i) \\ Pr(NSD_i \mid T_i, D_i) = \left(1 - \Phi\left(\vartheta T_i + \varphi D_i\right)\right) \\ \qquad g(NSD_i \mid T_i, D_i) \end{cases} \qquad (2)$$

où NSD_i indique le nombre de jours d'arrêt maladie de l'individu i entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011 pour les arrêts maladie commençant au cours de cette période. Φ est la fonction de répartition de la loi normale et $g(.)$ est la densité de la loi binomiale négative.

2.3. Impact de la réforme sur les visites chez un médecin ou un kinésithérapeute

Nous estimons ensuite l'effet d'une augmentation de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein sur la probabilité de consulter un médecin généraliste, un médecin spécialiste ou un kinésithérapeute. Le modèle de probabilité linéaire correspondant est :

$$V_i = \gamma T_i + \delta D_i + \vartheta_i \qquad (3)$$

où V_i est une variable indicatrice égale à 1 si l'individu i a consulté un généraliste, un spécialiste ou un kinésithérapeute au moins une fois entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011, et à 0 dans le cas contraire.

6. Nous utilisons le 15 juillet et non pas le 14 juillet comme date de début, car le 14 juillet est un jour férié en France, de sorte que les salariés ne travaillent pas et que la plupart des cabinets médicaux et des pharmacies sont fermés.

2.4. Impact de la réforme sur les dépenses de santé

Pour finir, nous étudions l'effet d'une augmentation de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein sur les dépenses de santé, toujours séparément pour nos deux échantillons. Dans la mesure où l'effet peut être différent selon l'état de santé initial des individus, et donc selon les dépenses de santé, nous autorisons sa variation en fonction du niveau des dépenses. Pour ce faire, nous estimons des régressions quantiles inconditionnelles. Suivant Dube (2019), nous notons $Y_{i,v}$ une indicatrice égale à 1 si les dépenses de santé de l'individu i sont supérieures au demi-décile (c'est-à-dire au vingtile) v et à 0 dans le cas contraire. Nous estimons ensuite le modèle de probabilité linéaire suivant[7] :

$$Y_{i,v} = \theta_v T_i + \mu D_i + \tau_i \quad (4)$$

Les coefficients correspondant à la variable de traitement, $\hat{\theta}_v$, sont estimés en dix-neuf régressions distinctes. Pour chaque régression, le coefficient montre comment un report de quatre mois de l'ouverture des droits à pension déplace les individus, à la marge, au-dessus ou en dessous du vingtile correspondant dans la distribution des dépenses de santé. Nous utilisons ces coefficients pour calculer la variation en pourcentage de la probabilité que le montant des dépenses de santé soit supérieur à chaque vingtile de la distribution, après l'annonce de la réforme.

3. Données

Nous utilisons le système national d'information inter-régimes de l'Assurance maladie (SNIIRAM) et, plus précisément, la base de données contenant des informations sur les dépenses de santé non hospitalières (datamart de consommation inter-régimes – DCIR). Nous nous concentrons sur le régime général, qui couvre l'ensemble des salariés du secteur privé et des agents contractuels de la fonction publique.

Le principal avantage de la base DCIR est qu'elle contient l'exhaustivité des dépenses de santé, individualisées et anonymes, remboursées par l'assurance maladie. Ces dépenses prises en charge par l'assurance maladie comprennent notamment les indemnités journalières pour arrêt maladie, les visites chez un généraliste, un spécialiste ou un kinésithérapeute, ainsi que les médicaments délivrés. Le principal inconvénient de ces données est que, dans la mesure où elles proviennent de fichiers de sécurité sociale, elles ne contiennent aucune information socio-démographique à l'exception du sexe et de l'âge. D'autres sources de données (par exemple Hygie ou EDP-Santé) contiennent à la fois des informations sur la consommation de soins et des caractéristiques socio-démographiques et/ou professionnelles individuelles. Cependant, elles portent toutes sur des échantillons de taille limitée. Dans la mesure où notre stratégie empirique repose sur l'estimation d'un modèle en différence première comparant des individus nés sur un intervalle de deux mois, nous avons besoin de données exhaustives afin de disposer de suffisamment d'observations sur les groupes traités et témoins. Pour cette raison, nous utilisons le DCIR plutôt que des données plus riches mais portant sur des échantillons plus restreints.

Ainsi, si nous disposons d'informations exhaustives sur les visites chez le médecin et les dépenses de santé, nous ne savons pas si les individus sont actifs ou inactifs. Nous disposons enfin d'informations exhaustives sur les arrêts maladie, même si seuls les individus qui travaillent ou qui reçoivent des allocations chômage peuvent en bénéficier.

Pour chaque individu inclus dans notre base de données, nous calculons le nombre d'arrêts maladie[8] commençant strictement après le 14 juillet 2010 et avant le 1er juin 2011. Nous définissons ensuite une variable indicatrice égale à 1 si l'individu a pris au moins un arrêt maladie et à 0 dans le cas contraire. Nous calculons également le nombre total de jours d'arrêt maladie entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011. S'agissant des visites chez le médecin, nous définissons deux variables indicatrices égales à 1 si l'individu a consulté un généraliste ou un spécialiste au moins une fois entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011 et à 0 dans le cas contraire. Nous faisons de même pour les visites chez un kinésithérapeute. Nous prenons également en compte les dépenses de santé. Nous agrégeons toutes les dépenses[9] pour les soins délivrés entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011, séparément pour les visites chez un généraliste, un spécialiste et un kinésithérapeute, ainsi que pour la délivrance de médicaments. Les dépenses sont exprimées en euros courants.

---

7. Nous avons écrit le code correspondant à l'aide du logiciel SAS.

8. Dans la mesure où nous nous appuyons sur les données de l'assurance maladie, nous ne disposons d'informations que sur les arrêts maladie indemnisés par la sécurité sociale. Il s'agit généralement des arrêts maladie de plus de trois jours.

9. Nous considérons les dépenses de santé présentées au remboursement et effectivement prises en charge par l'assurance maladie, au niveau du tarif de convention de la sécurité sociale. Ce faisant, nous excluons les dépassements facturés au patient, car ils varient considérablement selon les spécialités médicales et la localisation.

Les statistiques descriptives des échantillons sont présentées dans les tableaux A-1 et A-2 de l'annexe. La taille des cohortes varie de 118 000 individus dans le groupe le plus âgé (C1) à 134 000 individus dans le groupe le plus jeune (C5) (voir le tableau A-2 de l'annexe). En moyenne, 7.1 % des individus de l'échantillon C1+C2 ont été absents pour maladie au moins une fois entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011, contre 10.7 % dans l'échantillon C4+C5 (voir le tableau A-1 de l'annexe). À noter que, bien que les individus plus âgés soient moins susceptibles d'être absents pour maladie au moins une fois, la durée totale de leurs arrêts maladie est plus élevée (38.6 jours) que chez les individus plus jeunes (37.1 jours), sous réserve d'avoir eu un arrêt maladie[10]. Sachant que l'état de santé se détériore avec l'âge, les individus des cohortes les plus âgées (C1 et C2) présentent une probabilité plus élevée de consulter un médecin généraliste, un spécialiste ou un kinésithérapeute. Leurs dépenses à cet égard sont également supérieures, tout comme celles consacrées aux médicaments. Quelle que soit la cohorte, les hommes présentent une probabilité supérieure à celle des femmes d'avoir un arrêt maladie débutant au cours de la période étudiée : 7.3 % contre 7 % dans l'échantillon C1+C2 et 11.7 % contre 9.8 % dans l'échantillon C4+C5. En revanche, les femmes sont plus susceptibles de consulter un médecin ou un kinésithérapeute et, par conséquent, leurs dépenses de soins correspondantes sont plus élevées. Pour finir, les dépenses consacrées aux médicaments sont légèrement plus élevées chez les hommes que chez les femmes, quelle que soit la cohorte considérée.

4. Résultats

4.1. Absence pour maladie

Nous estimons d'abord l'incidence du report des âges cibles du système de retraite français sur la probabilité d'être absent pour maladie au moins une fois entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011. Les résultats sont présentés dans le tableau 2.

Pour les individus les plus agés (cohortes C1 et C2), l'augmentation de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein augmente la probabilité d'être absent pour maladie au moins une fois de 0.86 et 0.72 point de pourcentage pour les hommes et les femmes respectivement, ce qui est significatif au seuil de 1 %. Cela représente une augmentation de la probabilité de prendre un arrêt maladie de 11.8 % pour les hommes et de 10.3 % pour les femmes rapporté à la moyenne de l'échantillon. Les résultats sont semblables, bien que de moindre ampleur, pour les individus les plus jeunes (cohortes C4 et C5) : un report de quatre mois de l'âge minimal de liquidation des droits et de l'âge d'annulation de la décote augmente la probabilité d'absence pour maladie de 6.7 % pour les hommes et de 3.9 % pour les femmes[11]. Deux raisons expliquent que les effets que nous estimons sont plus faibles dans l'échantillon C4+C5 que dans l'échantillon C1+C2. Tout d'abord, les individus peuvent être plus sensibles à une augmentation de l'âge de la retraite lorsqu'ils sont plus proches de la date de leur départ, par exemple s'ils ont déjà prévu des activités de loisirs pour leur retraite et sont donc plus fortement déçus. À l'inverse, ceux pour lesquels la retraite est plus éloignée peuvent considérer qu'un report de quatre mois ne change pas grand-chose. Ensuite, l'effet d'un report de quatre mois de la retraite peut avoir un effet d'autant plus faible que l'augmentation totale de l'âge de départ est importante. Dans la mesure où la retraite est repoussée d'un an et quatre mois à un an et huit mois pour les individus des cohortes C4 et C5 (contre seulement quatre à huit mois pour les individus des cohortes C1 et

10. Le fait que les individus plus âgés sont moins susceptibles de prendre un congé maladie pourrait découler du fait qu'ils sont davantage sélectionnés que les plus jeunes si ceux dont l'état de santé est particulièrement mauvais ont déjà quitté le marché du travail. Dans ce cas, nos estimations représentent probablement des bornes inférieures, car les individus en meilleure santé sont moins susceptibles d'être fortement affectés par une augmentation de quatre mois de l'âge de la retraite.

11. Quand on empile les quatre cohortes et inclut des effets fixes de cohorte, les estimations obtenues se situent sans surprise entre celles trouvées séparément pour C1+C2 et C4+C5 (voir le tableau A-3 de l'annexe).

Tableau 2 – **Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la probabilité d'être absent pour maladie au moins une fois : modèle de probabilité linéaire**

Var. dép. :	Cohortes C1 et C2		Cohortes C4 et C5	
Au moins une absence pour maladie	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Traitement	0.0086***(0.0015)	0.0072***(0.0014)	0.0078***(0.0018)	0.0038** (0.0016)
Constante	0.0622***(0.0014)	0.0644***(0.0014)	0.1127***(0.0016)	0.0933***(0.0014)
Indicatrice de cohorte	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	114 767	132 928	122 282	144 371

**p<0.05. ***p<0.01.
Note : la cohorte C1 rassemble les individus nés en juin ou juillet 1951. Les cohortes C2, C4 et C5 rassemblent les individus nés respectivement en décembre 1951 ou janvier 1952, en décembre 1953 ou janvier 1954, et en décembre 1954 ou janvier 1955.
Les individus traités sont nés en juillet dans la cohorte C1 et en janvier dans les cohortes C2, C4 et C5.

C2), les cohortes C4 et C5 peuvent être moins sensibles à une hausse marginale de quatre mois que les cohortes C1 et C2. Nos données ne permettent pas de séparer les deux effets, qui pourraient également se combiner. Toutefois, il convient de noter que, dans tous les cas, les effets que nous estimons sont étonnamment importants compte tenu du fait que l'augmentation de l'âge légal et de l'âge du taux plein que nous considérons n'est que de quatre mois.

Nous nous tournons ensuite vers la marge intensive et examinons l'incidence d'une augmentation de quatre mois des âges cibles du système de retraite sur le nombre de jours de maladie, estimée à l'aide d'un modèle binomial négatif à inflation de zéros. Conformément aux résultats présentés au tableau 2, tous les groupes traités présentent une probabilité plus faible de ne pas prendre un arrêt maladie commençant entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011 (tableau 3, partie supérieure). En revanche, conditionnellement à avoir eu un arrêt maladie, nous ne trouvons aucun effet significatif positif du report de l'âge de la retraite sur le nombre de jours de maladie : que nous considérions les hommes ou les femmes et les cohortes plus jeunes ou plus âgées, l'effet du traitement n'est jamais significatif dans l'équation de durée (tableau 3, partie inférieure)[12].

Pour s'assurer que nos résultats sont bien dus à la modification d'âge induite par la réforme, nous effectuons des tests placebo pour chacune des estimations précédentes. S'agissant des cohortes C1 et C2, nous comparons les individus nés en avril à ceux nés en mai d'une part, et ceux nés en octobre à ceux nés en novembre 1951 d'autre part. Pour les cohortes C4 et C5, nous comparons les individus nés en octobre à ceux nés en novembre 1953 d'une part, et ceux nés en octobre à ceux nés en novembre1954 d'autre part. Quel que soit le modèle estimé, aucun des résultats obtenus n'est jamais significatif (voir les tableaux A-5 et A-6 de l'annexe).

Au total, ces résultats suggèrent qu'une augmentation de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein, même légère, augmente la probabilité d'une absence pour maladie, quelle que soit la durée restante avant la retraite. En revanche, cela ne semble pas avoir d'effet sur le nombre de jours de maladie, conditionnellement au fait d'avoir eu un arrêt maladie.

Ces conclusions laissent ouverte la question de savoir pourquoi les individus sont plus susceptibles de prendre un congé maladie lorsque l'on relève l'âge de la retraite. Il est possible qu'ils considèrent la réforme comme injuste et que, dans une certaine mesure, cela les conduise à réduire leur activité. À condition qu'ils puissent agir de connivence avec leur médecin, et en particulier avec leur généraliste, cela peut donner lieu à des arrêts maladie plus fréquents, comme une forme de protestation. Ce mécanisme d'aléa moral a été avancé par d'Albis *et al.* (2020) pour les enseignants français. Toutefois, il est également possible que, confrontés à une modification des règles du système de retraite vers la fin de leur carrière, les individus ressentent un stress aigu générant des problèmes de santé psychologiques, voire physiques. C'est ce que De Grip *et al.* (2012) constatent aux Pays-Bas. Dans ce qui suit, nous tentons de séparer les deux explications en considérant l'effet d'une augmentation de quatre mois des âges cibles sur la probabilité

12. Il en va de même si l'on empile les quatre cohortes et si l'on inclut des effets fixes de cohorte (voir le tableau A-4 de l'annexe).

Tableau 3 – **Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur le nombre de jours d'absence pour maladie : modèle binomial négatif à inflation de zéros**

	Cohortes C1 et C2		Cohortes C4 et C5	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
	Équation de sélection (probabilité de ne pas être absent pour maladie)			
Traitement	−0.065***(0.012)	−0.054***(0.011)	−0.045***(0.010)	−0.025** (0.010)
Constante	1.405***(0.012)	1.395***(0.011)	1.047***(0.011)	1.177***(0.010)
	Équation de durée (nombre de jours)			
Traitement	0.006 (0.036)	0.062 (0.033)	−0.014 (0.027)	−0.033 (0.027)
Constante	3.439***(0.034)	3.335***(0.032)	3.389***(0.026)	3.372***(0.026)
Paramètre de dispersion α	2.997***(0.094)	2.880***(0.085)	3.172***(0.081)	2.990***(0.074)
Indicatrice de cohorte	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	114 767	132 928	122 282	144 371

**p<0.05 ; ***p<0.01.
Note : la cohorte C1 rassemble les individus nés en juin ou juillet 1951. Les cohortes C2, C4 et C5 rassemblent les individus nés respectivement en décembre 1951 ou janvier 1952, en décembre 1953 ou janvier 1954 et en décembre 1954 ou janvier 1955.
Les individus traités sont nés en juillet dans la cohorte C1 et en janvier dans les cohortes C2, C4 et C5.

de consulter un médecin ou un kinésithérapeute et sur les dépenses de santé des individus.

4.2. Visites chez un médecin ou un kinésithérapeute

Nous estimons en premier lieu l'effet du report sur la probabilité de consulter un médecin au moins une fois dans les mois suivant l'annonce de la réforme. Les résultats, présentés au tableau 4, suggèrent que le décalage des âges cibles du système n'augmente pas la probabilité de consulter un généraliste, sauf pour les hommes des cohortes les plus jeunes. En revanche, il augmente la probabilité de consulter au moins une fois un spécialiste pour tous les groupes, à l'exception des hommes des cohortes les plus âgées, bien que l'effet soit modéré (environ 1.5 %). De même, nous constatons que les femmes des cohortes les plus âgées sont plus susceptibles de consulter un kinésithérapeute lorsqu'elles sont confrontées à un âge de départ à la retraite plus élevé, avec une augmentation correspondante de la probabilité de 3.4 % en moyenne[13].

Ce résultat n'est pas entièrement compatible avec une interprétation fondée sur l'aléa moral, qui impliquerait plutôt que les individus traités consultent davantage leur généraliste afin de se voir prescrire un arrêt maladie. En revanche, on ne s'attendrait pas à ce qu'ils consultent plus souvent un spécialiste, car il est assez peu probable qu'ils puissent agir de connivence avec lui. En outre, les femmes traitées des cohortes les plus âgées n'auraient pas de raison de consulter un kinésithérapeute, car les kinésithérapeutes ne sont pas autorisées à prescrire des arrêts maladie. Globalement, l'ensemble de ces résultats sur les visites chez un médecin ou un kinésithérapeute étaye davantage l'interprétation selon laquelle les salariés affectés par une modification du système de retraite vers la fin de leur carrière peuvent souffrir de troubles psychologiques et physiques.

4.3. Dépenses de santé

Dans un deuxième temps, nous estimons l'effet d'une augmentation de quatre mois des âges légal et du taux plein sur les demandes de remboursement de dépenses de santé à l'aide de régressions quantiles inconditionnelles. Lorsqu'ils sont significatifs, ces effets sont présentés dans les figures I à VI. Pour chaque vingtile de la distribution des dépenses de santé, les graphiques montrent comment le report de quatre mois modifie la probabilité que les dépenses des individus affectés par ce report soient supérieures à ce vingtile. S'agissant des généralistes, conformément à ce que nous constatons pour les hommes des cohortes les plus jeunes au tableau 4, le report augmente considérablement les dépenses de visites chez le généraliste. C'est tout particulièrement le cas dans la partie inférieure de la distribution (figure I) : jusqu'au 55e centile, la probabilité que les dépenses soient supérieures à tout vingtile augmente d'environ 1.2 % après une augmentation de quatre mois des âges cibles.

Bien que l'effet reste positif dans la partie supérieure de la distribution, il n'est pas significatif car les intervalles de confiance sont plus larges. S'agissant des dépenses chez les spécialistes, l'effet du report des âges est positif pour tous les groupes à l'exception des hommes des cohortes les plus âgées. Pour les femmes des cohortes les plus âgées et les hommes des cohortes les plus jeunes, l'augmentation est modeste, bien que significative dans la majeure partie de la distribution, c'est-à-dire jusqu'au 80e centile (figures II et III).

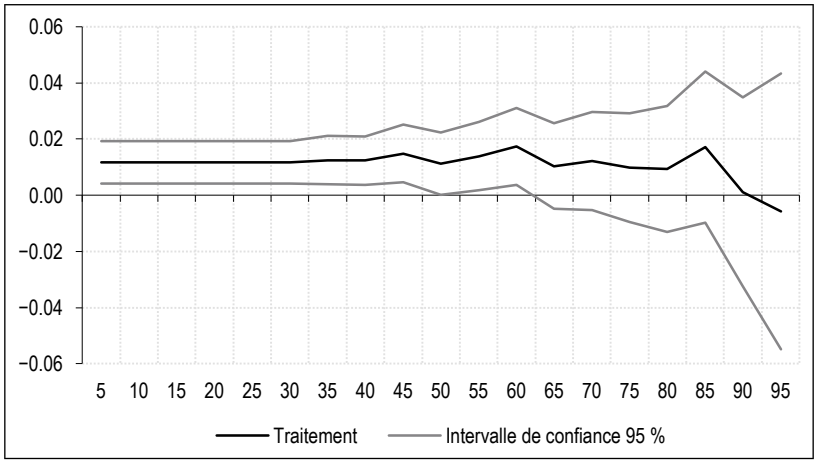
13. Quand on empile les quatre cohortes et inclut des effets fixes de cohorte, les résultats obtenus sont globalement les mêmes : une augmentation de quatre mois n'a aucun effet sur la probabilité de consulter un généraliste mais fait augmenter la probabilité de consulter un spécialiste pour les hommes et les femmes, ainsi que la probabilité de consulter un kinésithérapeute pour les femmes seulement (voir le tableau A-7 de l'annexe). Les tests placebo sont présentés dans le tableau A-8 de l'annexe.

Tableau 4 – **Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la probabilité de consulter un médecin au moins une fois : modèle de probabilité linéaire**

Var. dép.	Cohortes		Cohortes	
Au moins une visite	C1 et C2		C4 et C5	
Effet du traitement sur :	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Visite chez un généraliste	−0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	0.008*** (0.002)	0.001 (0.002)
Visite chez un spécialiste	0.002 (0.003)	0.008*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.008*** (0.002)
Visite chez un kinésithérapeute	−0.001 (0.002)	0.005** (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)
Indicatrice de cohorte	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	114 767	132 928	122 282	144 371

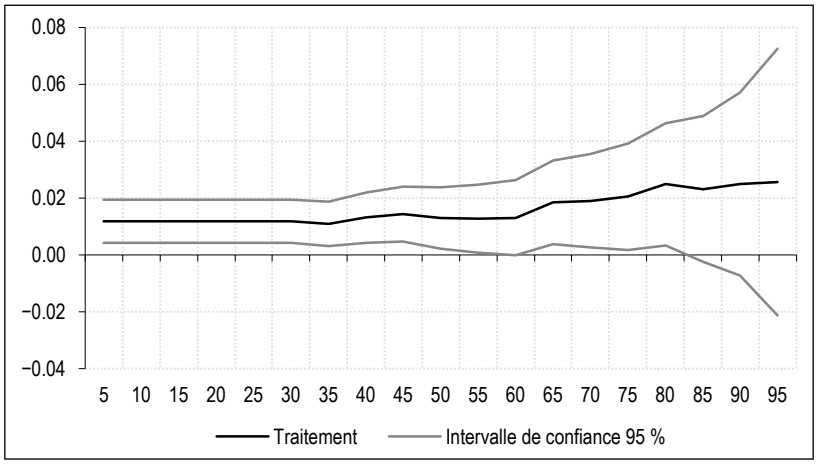
**p<0.05 ; ***p<0.01.
Note : la cohorte C1 rassemble les individus nés en juin ou juillet 1951. Les cohortes C2, C4 et C5 rassemblent les individus nés respectivement en décembre 1951 ou janvier 1952, en décembre 1953 ou janvier 1954 et en décembre 1954 ou janvier 1955.
Les individus traités sont nés en juillet dans la cohorte C1 et en janvier dans les cohortes C2, C4 et C5.

Figure I – **Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la distribution des dépenses de visites chez un médecin généraliste – hommes (cohortes C4 et C5)**



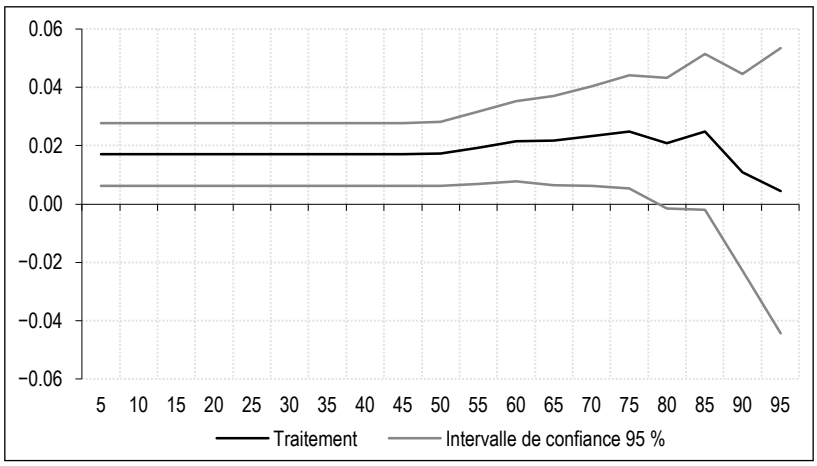
Source : calcul des auteurs, à partir du DCIR (SNIIRAM).

Figure II – **Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la distribution des dépenses de visites chez un médecin spécialiste – femmes (cohortes C1 et C2)**



Source : calcul des auteurs, à partir du DCIR (SNIIRAM).

Figure III – **Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la distribution des dépenses de visites chez un médecin spécialiste – hommes (cohortes C4 et C5)**



Source : calcul des auteurs, à partir du DCIR (SNIIRAM).

Pour les femmes les plus jeunes, la probabilité que les dépenses pour des visites chez un spécialiste soient supérieures à tout vingtile augmente d'environ 1.2 % jusqu'au 40e centile. Elle reste inchangée au milieu de la distribution, mais augmente à nouveau (de 2 % à 6 %) entre le 75e et le 85e centiles (figure IV).

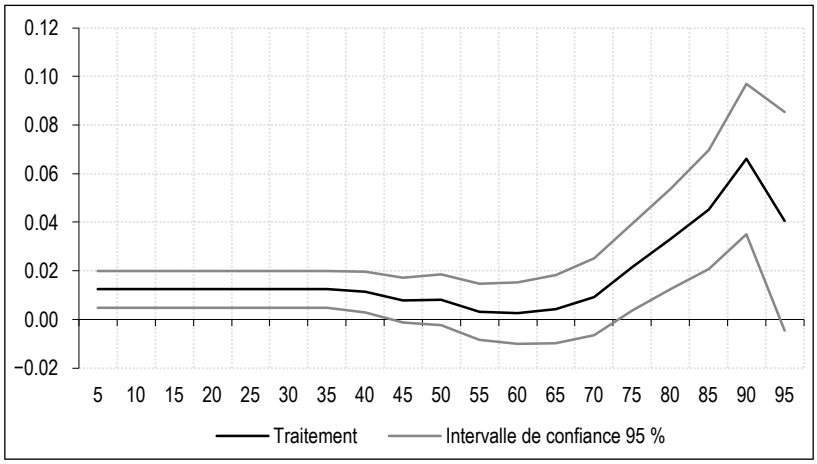
S'agissant des dépenses chez les kinésithérapeutes, conformément aux résultats présentés au tableau 4, nous constatons que le report augmente les dépenses pour les femmes des cohortes les plus âgées : la probabilité que les dépenses soient supérieures à tout vingtile augmente d'environ 3.4 % jusqu'au 85e centile[14] et plus encore dans la partie supérieure de la distribution (figure V).

Pour finir, les dépenses consacrées aux médicaments parmi les hommes traités des cohortes les plus jeunes augmentent également après un report de quatre mois : la probabilité que les dépenses soient supérieures à tout vingtile augmente de 1.5 % à 2 % jusqu'au 60e centile. L'effet reste stable dans la partie la plus haute de la distribution, mais les intervalles de confiance sont plus larges, de sorte qu'il n'est plus significatif au seuil de 5 % (figure VI).

Globalement, nos résultats suggèrent qu'une augmentation de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein a un effet non négligeable sur les dépenses pour des visites chez les médecins ou les kinésithérapeutes, ainsi que sur les dépenses de médicaments. Ces résultats sont compatibles avec une détérioration de l'état de santé des individus affectés par la réforme et étayent l'idée selon laquelle l'augmentation de la probabilité d'avoir un arrêt maladie que nous observons en réaction à la réforme ne découle pas uniquement d'un aléa moral.

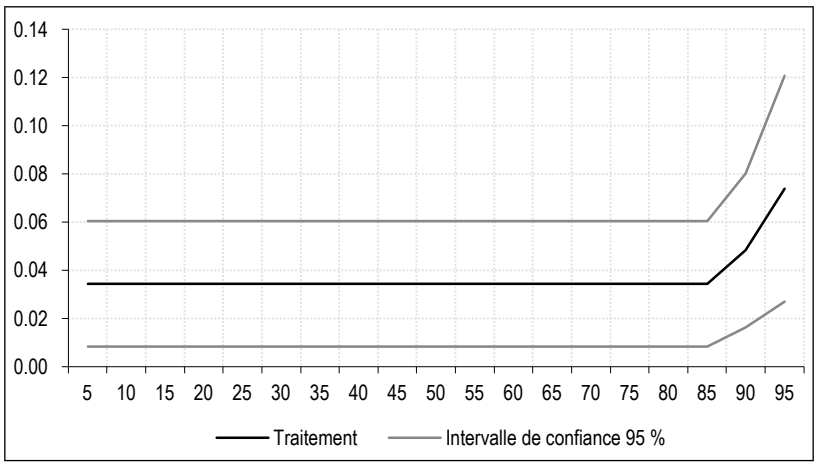
14. Tous les centiles étant égaux jusqu'au 85e, l'effet du traitement est le même jusqu'à ce niveau.

Figure IV – **Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la distribution des dépenses de visites chez un médecin spécialiste – femmes (cohortes C4 et C5)**



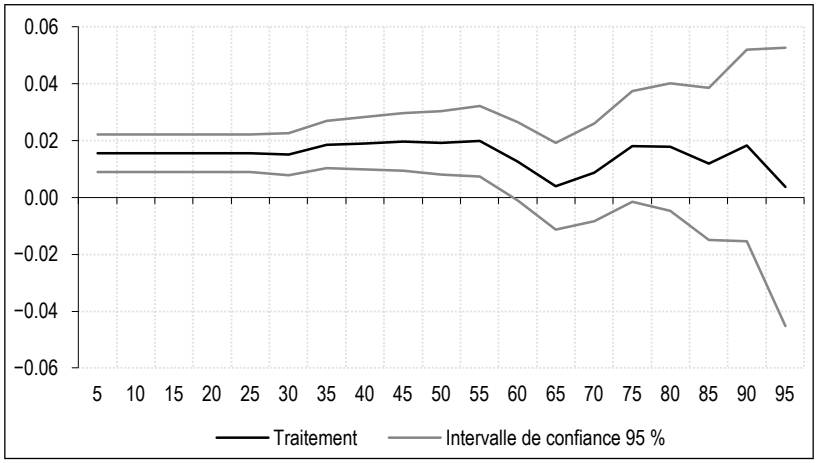
Source : calcul des auteurs, à partir du DCIR (SNIIRAM).

Figure V – **Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la distribution des dépenses de visites chez un kinésithérapeute – femmes (cohortes C1 et C2)**



Source : calcul des auteurs, à partir du DCIR (SNIIRAM).

Figure VI – **Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la distribution des dépenses de médicaments – hommes (cohortes C4 et C5)**



Source : calcul des auteurs, à partir du DCIR (SNIIRAM).

* *
*

Dans cet article, nous avons estimé les effets d'une augmentation des âges cibles du système de retraite français, l'âge légal et l'âge du taux plein, sur la consommation de soins, pour des individus proches de l'âge de la retraite mais qui n'ont pas encore atteint l'âge minimal de liquidation des droits à pension au moment de l'adoption de la réforme. Nous montrons que la probabilité d'être absent au moins une fois pour maladie augmente de 11.8 % chez les hommes et de 10.3 % chez les femmes des cohortes les plus âgées, et de 6.7 % et 3.9 % respectivement chez les plus jeunes. Ces effets sont étonnamment importants, compte tenu du fait que le recul des âges cibles du système de retraite que nous considérons ne représente que le tiers d'une année. En revanche, nous ne constatons aucun effet de la réforme sur le nombre global de jours de maladie, conditionnellement au fait d'avoir eu un arrêt. En outre, le report de quatre mois n'augmente pas la probabilité de consulter un médecin généraliste, sauf pour les hommes des cohortes les plus jeunes. En revanche, il augmente la probabilité de consulter un spécialiste au moins une fois pour tous les groupes, à l'exception des hommes des cohortes les plus âgées, bien que l'effet soit limité (environ 1.5 %). Le report augmente également la probabilité de consulter un kinésithérapeute parmi les femmes des cohortes les plus âgées, et ce de 3.4 %. Dans la lignée de ces résultats, nous constatons une augmentation des dépenses de soins remboursées en réaction à la réforme, en particulier pour les individus traités dont le niveau de dépenses de santé était initialement faible.

Nos résultats ne sont pas compatibles avec une interprétation selon laquelle l'augmentation de la fréquence des absences pour maladie serait due à un aléa moral tel que celui présenté par d'Albis *et al.* (2020). Si les arrêts maladie étaient simplement une forme de protestation, on s'attendrait à observer une probabilité plus élevée de consulter un généraliste, car les salariés pourraient s'attendre à davantage de complaisance de la part de leur médecin de famille que de la part de médecins spécialistes. De plus, il n'y aurait pas de raison pour que les visites chez un kinésithérapeute et la consommation de médicaments augmentent. L'interprétation en termes d'aléa moral n'est pas étayée par nos données, car nous observons une augmentation des visites chez un spécialiste et des visites chez un kinésithérapeute, ainsi qu'une hausse des dépenses consacrées aux médicaments, en particulier dans la partie basse de la distribution des dépenses. En revanche, ces résultats sont conformes à l'idée avancée par De Grip *et al.* (2012), selon laquelle les individus touchés par une modification défavorable du système de retraite vers la fin de leur carrière sont fortement déçus. Un mécanisme plausible à cet égard est que cela engendre un stress susceptible de provoquer des troubles psychologiques, voire physiques.

Dans la mesure où nous estimons un modèle d'intention de traiter, nos résultats sous-estiment probablement l'ampleur de l'effet réel. Les salariés qui ont déjà quitté le marché du travail au moment où nous observons leurs dépenses de santé sont en effet des *non compliers*. La littérature ayant montré qu'ils sont généralement en plus mauvaise santé que ceux qui sont encore en emploi (Kuhn, 2018), nos effets sont estimés sur un échantillon sélectionné d'individus dont la santé résiste probablement mieux que la moyenne aux chocs externes.

Une limite cependant est que la période étudiée couvre les dix mois et demi suivant immédiatement l'annonce de la réforme. En conséquence, les effets que nous estimons sont mécaniquement des effets de court terme et nous ne savons pas s'ils persistent sur le moyen ou le long terme. Néanmoins, nous pouvons conclure avec confiance qu'une augmentation de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein a un effet important sur la probabilité d'avoir un arrêt maladie et une incidence non négligeable sur les dépenses de santé, au moins durant les mois suivant l'annonce de la réforme.

On peut se demander comment un report de quatre mois des âges cibles du système de retraite peut avoir un effet si important sur la consommation de soins. Un premier mécanisme est que les salariés proches de la retraite peuvent avoir prévu certaines activités de loisirs, qui sont remises en question par la réforme. La nécessité de renoncer à ses projets peut engendrer une détresse psychologique et affecter le bien-être physique. Il est probable que cela affecte plus fortement les cohortes plus âgées, plus proches de la retraite que les cohortes plus jeunes dont la fin de carrière était déjà assez éloignée avant l'adoption de la réforme. Un deuxième mécanisme – potentiellement complémentaire – est que les individus qui souffraient de troubles psychologiques ou physiques (par exemple de troubles musculo-squelettiques, de douleurs, etc.), qu'ils avaient l'habitude de gérer du mieux possible, décident de recourir à davantage de soins sachant qu'ils devront travailler plus longtemps. Cela affecte potentiellement toutes les cohortes car, si les plus âgées ont probablement plus de problèmes de santé, les plus jeunes sont quant à elles confrontées à une augmentation plus importante des âges de départ, ce qui peut affecter la façon dont elles réagissent à la hausse marginale de quatre mois que nous considérons ici.

Globalement, nos résultats suggèrent que le report de la retraite peut avoir des effets négatifs sur la santé, non seulement pour les personnes âgées comme le suggère la littérature, mais aussi pour les personnes plus jeunes qui sont encore en emploi. Cela peut réduire les gains financiers attendus d'un report des âges cibles du système de pension et doit être pris en compte lors de l'élaboration de réformes visant à assurer la soutenabilité des régimes de retraites et, plus généralement, des systèmes de protection sociale. □

BIBLIOGRAPHIE

d'Albis, H., Fougère, D. & Gouëdard, P. (2020). Slow Down Before You Stop: The Effect of the 2010 French Pension Reform on Older Teachers' Sick Leaves. CEPR*, Discussion Paper* N° 15142. https://cepr.org/publications/dp15142

Bauer, A. B. & Eichenberger, R. (2021). Worsening workers' health by lowering retirement age: The malign consequences of a benign reform. *The Journal of the Economics of Ageing*, 18, 100296. https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2020.100296

Ben Halima, M.-A., Ciriez, C., Koubi, M. & Skalli, A. (2022). L'effet de la réforme des retraites de 2010 sur l'absence maladie. *Revue française d'économie*, 37(1), 81–63. https://doi.org/10.3917/rfe.221.0081

Bertoni, M., Brunello, G. & Mazzarella, G. (2018). Does postponing minimum retirement age improve healthy behaviors before retirement? Evidence from middle-aged Italian workers. *Journal of Health Economics*, 58, 215–227. https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2018.02.011

Blake, H. & Garrouste, C. (2019). Collateral Effects of a Pension Reform in France. *Annals of Economics and Statistics*, 133, 57–86. https://doi.org/10.15609/annaeconstat2009.133.0057

Bozio, A., Garrouste, C. & Perdrix, E. (2021). Impact of later retirement on mortality: Evidence from France. *Health Economics*, 30, 1178–1199. https://doi.org/10.1002/hec.4240

De Grip, Andries, Lindeboom, M. & Montizaan, R. (2012). Shattered Dreams: The Effects of Changing the Pension System Late in the Game. *The Economic Journal*, 122(559), 1–25. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02486.x

Dube, A. (2019). Minimum Wages and the Distribution of Family Incomes. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4), 268–304. https://doi.org/10.1257/app.20170085

Filomena, M. & Picchio, M. (2022). Retirement and Health Outcomes in a Meta-Analytical Framework. *Journal of Economic Surveys*. https://doi.org/10.1111/joes.12527

Garrouste, C. & Perdrix, E. (2021). Is there a consensus on the health consequences of retirement? A literature review. *Journal of Economic Surveys*, 36(4), 841–879. https://doi.org/10.1111/joes.12466.

Kemptner, D., Jürges, H. & Reinhold, S. (2011). Changes in compulsory schooling and the causal effect of education on health: Evidence from Germany. *Journal of Health Economics*, 30(2), 340–354. https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2011.01.004

Kuhn, A. (2018). The complex effects of retirement on health. *IZA World of Labou*r, 430. https://doi.org/10.15185/izawol.430

L'Haridon, O., Messe, P.-J. & Wolff, F.-C. (2018). Quels effets de la retraite sur la santé ? *Revue française d'économie*, 33(1), 103–154. https://doi.org/10.3917/rfe.181.0103

Messe, P.-J. & Wolff, F.-C. (2019). The short-term effects of retirement on health within couples: Evidence from France. *Social Science and Medicine*, 221, 27–39. https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2018.12.008

OECD (2017). *Pensions at a Glance. OECD and G20 indicators*. Paris: OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/19991363

ANNEXE

Tableau A-1 – **Statistiques descriptives**

Variable	Ensemble		Hommes		Femmes	
	C1+C2	C4+C5	C1+C2	C4+C5	C1+C2	C4+C5
Hommes						
Moyenne	0.463	0.458	-	-	-	-
Écart-type	0.498	0.498	-	-	-	-
Au moins 1 absence pour maladie						
Moyenne	0.071	0.107	0.073	0.117	0.070	0.098
Écart-type	0.026	0.309	0.260	0.321	0.255	0.297
Nombre de jours de maladie (si > 0)						
Moyenne	38.63	37.14	40.02	37.38	37.99	36.28
Écart-type	55.53	54.71	57.33	53.82	55.84	53.52
Au moins 1 visite chez un généraliste						
Moyenne	0.733	0.707	0.723	0.688	0.741	0.723
Écart-type	0.442	0.455	0.447	0.463	0.438	0.447
Au moins 1 visite chez un spécialiste						
Moyenne	0.619	0.593	0.561	0.523	0.669	0.652
Écart-type	0.485	0.491	0.496	0.499	0.470	0.476
Au moins 1 visite chez un kinésithérapeute						
Moyenne	0.127	0.123	0.106	0.103	0.145	0.140
Écart-type	0.333	0.328	0.308	0.303	0.352	0.347
Dépenses consacrées aux visites chez un généraliste						
Moyenne	72.99	68.89	68.92	63.09	76.52	73.81
Écart-type	97.98	97.55	96.62	94.28	99.00	99.97
Dépenses consacrées aux visites chez un spécialiste						
Moyenne	98.50	90.58	83.63	73.58	111.3	104.9
Écart-type	190.5	181.2	181.6	169.6	196.9	189.3
Dépenses consacrées aux visites chez un kinésithérapeute						
Moyenne	32.27	30.68	28.61	27.67	35.43	33.23
Écart-type	145.5	140.4	143.2	141.2	147.4	139.6
Dépenses consacrées aux médicaments						
Moyenne	275.6	239.5	303.1	255.7	251.8	225.7
Écart-type	537.8	217.3	575.3	551.1	502.0	486.4

Note : les individus des cohortes C1 et C2 sont nés en juin, juillet ou décembre 1951 ou en janvier 1952. Les individus des cohortes C4 et C5 sont nés en décembre 1953, janvier 1954, décembre 1954 ou janvier 1955.

Tableau A-2 – **Nombre d'individus par mois de naissance**

Mois de naissance	Ensemble	Hommes	Femmes
Avril 1951	58 180	26 575	31 605
Mai 1951	60 490	27 822	32 668
Juin 1951 (cohorte C1)	57 568	26 527	31 041
Juillet 1951 (cohorte C1)	60 129	27 557	32 572
Octobre 1951	54 787	25 030	29 757
Novembre 1951	50 670	23 187	27 483
Décembre 1951 (cohorte C2)	61 540	28 378	33 162
Janvier 1952 (cohorte C2)	68 329	32 305	36 153
Octobre 1952	56 777	26 156	30 621
Novembre 1952	54 390	24 761	29 629
Décembre 1952 (cohorte C3)	64 025	29 312	34 713
Janvier 1953 (cohorte C3)	68 329	31 746	36 583
Octobre 1953	52 452	25 513	29 911
Novembre 1953	55 424	24 244	28 208
Décembre 1953 (cohorte C4)	64 095	29 310	34 785
Janvier 1954 (cohorte C4)	68 641	31 641	37 000
Octobre 1954	58 391	27 015	31 376
Novembre 1954	54 915	25 145	29 770
Décembre 1954 (cohorte C5)	65 210	29 794	35 424
Janvier 1955 (cohorte C5)	68 699	31 537	37 162

Tableau A-3 – **Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la probabilité d'être absent pour maladie au moins une fois. Modèle de probabilité linéaire – échantillon complet**

Var. dép. : Au moins une absence pour maladie	Hommes	Femmes
Traitement	0.0082*** (0.0015)	0.0054*** (0.0011)
Constante	0.1134*** (0.0013)	0.0987*** (0.0012)
Cohorte C1	−0.051*** (0.0012)	−0.033*** (0.0015)
Cohorte C2	−0.039*** (0.0017)	−0.029*** (0.0014)
Cohorte C4	−0.00009 (0.0017)	−0.006*** (0.0014)
Cohorte C5	*Réf.*	*Réf.*
Observations	237 049	277 299

**p<0.05 ; ***p<0.01.
Note : la cohorte C1 rassemble les individus nés en juin ou juillet 1951. Les cohortes C2, C4 et C5 rassemblent les individus nés respectivement en décembre 1951 ou janvier 1952, en décembre 1953 ou janvier 1954 et en décembre 1954 ou janvier 1955.
Les individus traités sont nés en juillet dans la cohorte C1 et en janvier dans les cohortes C2, C4 et C5.

Tableau A-4 – **Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur le nombre de jours d'absence pour maladie : modèle binomial négatif à inflation de zéros – échantillon complet**

	Hommes	Femmes
	Équation de sélection (probabilité de ne pas être absent pour maladie)	
Traitement	−0.054***(0.008)	−0.037***(0.007)
Constante	1.049***(0.009)	1.146***(0.009)
Cohorte C1	0.342***(0.011)	0.235***(0.011)
Cohorte C2	0.247***(0.011)	0.205***(0.011)
Cohorte C4	0.007 (0.010)	0.041***(0.010)
Cohorte C5	*Réf.*	*Réf.*
	Équation de durée (nombre de jours)	
Traitement	−0.007 (0.022)	0.004 (0.021)
Constante	3.356***(0.023)	3.318***(0.022)
Cohorte C1	0.076** (0.033)	0.040 (0.031)
Cohorte C2	0.077***(0.030)	0.063** (0.029)
Cohorte C4	0.037 (0.027)	0.040 (0.027)
Cohorte C5	*Réf.*	*Réf.*
Paramètre de dispersion α	3.105***(0.061)	2.947***(0.056)
Observations	237 049	277 299

**p<0.05 ; ***p<0.01.
Note : la cohorte C1 rassemble les individus nés en juin ou juillet 1951. Les cohortes C2, C4 et C5 rassemblent les individus nés respectivement en décembre 1951 ou janvier 1952, en décembre 1953 ou janvier 1954 et en décembre 1954 ou janvier 1955.
Les individus traités sont nés en juillet dans la cohorte C1 et en janvier dans les cohortes C2, C4 et C5.

Tableau A-5 – **Test placebo – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la probabilité d'être absent pour maladie au moins une fois : modèle de probabilité linéaire**

Var. dép.	Cohortes C1 et C2		Cohortes C4 et C5	
Au moins une absence pour maladie	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Traitement	−0.0012 (0.0015)	0.0027 (0.0015)	0.0038 (0.0021)	0.0029 (0.0018)
Constante	0.0633***(0.0013)	0.0639***(0.0012)	0.1191***(0.0018)	0.1025***(0.0015)
Indicatrice de cohorte	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	102 614	121 513	101 917	119 265

**p<0.05 ; ***p<0.01.
Note : les cohortes C1 et C2 rassemblent les individus nés en avril, mai, octobre ou novembre 1951. Les cohortes C4 et C5 rassemblent les individus nés en octobre ou novembre 1953 ou 1954. Les individus traités sont nés soit en mai soit en novembre.

Tableau A-6 – **Test placebo – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur le nombre de jours d'absence pour maladie : modèle binomial négatif à inflation de zéros**

Var. dép.	Cohortes C1 et C2		Cohortes C4 et C5	
Nombre de jours d'absence pour maladie	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
	Équation de sélection (probabilité de ne pas être absent pour maladie)			
Traitement	0.011 (0.013)	−0.021 (0.012)	−0.020 (0.011)	−0.017 (0.011)
Constante	1.396***(0.013)	1.401***(0.035)	1.000***(0.012)	1.107***(0.011)
	Équation de durée (nombre de jours)			
Traitement	0.039 (0.039)	0.013 (0.035)	0.002 (0.030)	−0.017 (0.029)
Constante	3.444***(0.037)	3.407***(0.032)	3.354***(0.028)	3.321***(0.027)
Paramètre de dispersion α	3.041***(0.107)	2.876***(0.090)	3.283***(0.092)	3.133***(0.085)
Indicatrice de cohorte	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	102 614	121 513	101 917	119 265

**p<0.05 ; ***p<0.01.
Note : les cohortes C1 et C2 rassemblent les individus nés en avril, mai, octobre ou novembre 1951. Les cohortes C4 et C5 rassemblent les individus nés en octobre ou novembre 1953 ou 1954. Les individus traités sont nés soit en mai soit en novembre.

Tableau A-7 – **Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la probabilité de consulter un médecin au moins une fois : modèle de probabilité linéaire, échantillon complet**

Effet du traitement sur :	Hommes	Femmes
Visite chez un généraliste	0.003 (0.002)	0.0005 (0.002)
Visite chez un spécialiste	0.005***(0.002)	0.007***(0.002)
Visite chez un kinésithérapeute	0.001 (0.001)	0.004***(0.001)
Indicatrices de cohorte	Oui	Oui
Observations	237 049	277 299

**p<0.05 ; ***p<0.01.
Note : la cohorte C1 rassemble les individus nés en juin ou juillet 1951. Les cohortes C2, C4 et C5 rassemblent les individus nés respectivement en décembre 1951 ou janvier 1952, en décembre 1953 ou janvier 1954 et en décembre 1954 ou janvier 1955.
Les individus traités sont nés en juillet dans la cohorte C1 et en janvier dans les cohortes C2, C4 et C5.
Le modèle contrôle quatre indicatrices de cohorte et la cohorte C5 est la référence.

Tableau A-8 – **Test placebo – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la probabilité de consulter un médecin au moins une fois : modèle de probabilité linéaire**

Var. dép.	Cohortes		Cohortes	
Au moins une visite	C1 et C2		C4 et C5	
Effet du traitement sur :	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Visite chez un généraliste	−0.001(0.003)	0.001(0.002)	0.001(0.003)	0.004(0.002)
Visite chez un spécialiste	0.001(0.003)	−0.001(0.003)	0.005(0.003)	0.002(0.003)
Visite chez un kinésithérapeute	−0.003(0.002)	0.002(0.002)	0.001(0.002)	0.001(0.002)
Indicatrice de cohorte	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	102 614	121 513	101 917	119 265

**p<0.05 ; ***p<0.01.
Note : les cohortes C1 et C2 rassemblent les individus nés en avril, mai, octobre ou novembre 1951. Les cohortes C4 et C5 rassemblent les individus nés en octobre ou novembre 1953 ou 1954. Les individus traités sont nés soit en mai soit en novembre.

Le droit à l'information sur la retraite introduit par la réforme de 2003 rend-il les Français mieux informés et moins inquiets quant à leur future retraite ?

Does the Right to Information on their Pension Introduced by the 2003 Reform Make the French Better Informed and Less Concerned about their Future Pension?

Luc Arrondel*, Loïc Gautier, Aurélie Lemonnier** et Laurent Soulat****

Résumé – Nous étudions l'impact de la politique d'envoi aux assurés d'une information personnalisée sur leur retraite, introduite par la réforme de 2003 (le droit à l'information, DAI), sur l'amélioration de la connaissance qu'ont ces derniers de leurs droits à retraite et sur l'évolution de leur inquiétude concernant le montant de leur pension future. En mobilisant les données des vagues 2012 et 2020 de l'enquête Pat€r, nous montrons que la connaissance des droits à la retraite s'est améliorée et que l'inquiétude sur le montant des pensions s'est réduite entre 2012 et 2020. L'impact des envois d'information dans le cadre du DAI est difficile à isoler de celui de l'évolution du contexte général entre 2012 et 2020. Les résultats obtenus suggèrent toutefois un léger effet positif de la politique du DAI sur la connaissance avec le premier envoi de documents et un effet indirect sur la réduction de l'inquiétude *via* l'amélioration de la connaissance.

Abstract *– We study the impact of the policy of sending policyholders personalised information regarding their pension, which was introduced by the 2003 reform (the right to information,* Droit à l'information *– DAI), on improving their knowledge of their pension entitlements and on the changes in their level of concern regarding their future pension amount. By using data from the 2012 and 2020 waves of the PAT€R survey, we show that knowledge of pension entitlements improved and that concern regarding pension amounts fell between 2012 and 2020. The impact of sending information as part of the DAI is difficult to isolate from the impact of the change in the general context between 2012 and 2020. However, the results obtained suggest that the first documents sent under the DAI policy have a slight positive effect on knowledge and an indirect impact on reducing concern by improving knowledge.*

JEL : H55, I20, J26
Mots-clés : retraite, apport d'information, éducation financière, anticipations de pension
Keywords: retirement, provision of information, financial literacy, pension expectations

** Paris School of Economics (PSE), CNRS ; ** Direction des politiques sociales de la Caisse des dépôts (CDC).*
Correspondance : *laurent.soulat@caissedesdepots.fr*

Cette recherche a bénéficié du soutien de l'axe « Économie publique et redistribution » du Cepremap. L'Institut Europlace de Finance (EIF) a également soutenu financièrement ce travail. Nous remercions les deux rapporteurs du papier ainsi que : les organisateurs et les participants au colloque international retraite et vieillissement 2021 (coorganisé par l'IPP, la chaire ESoPS de l'Université de Paris 1 et la CDC) ; Izabela Jelovac, Florence Jusot, Aurore Pélissier et Lise Rochaix pour leurs commentaires lors de la conférence annuelle de l'Afse 2022. Nous remercions Anne Lavigne, Frédérique Nortier-Ribordy et Pierre-Louis Bras ainsi que les membres du secrétariat général du COR pour leurs remarques et commentaires. Enfin nous remercions Ronan Mahieu pour ses précieuses relectures, ses commentaires et ses suggestions.

Reçu en janvier 2022, accepté en février 2023.
Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

Citation: Arrondel, L., Gautier, L., Lemonnier, A. & Soulat, L. (2023). Does the Right to Information on their Pension Introduced by the 2003 Reform Make the French Better Informed and Less Concerned about their Future Pension? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 538, 69–87. doi: 10.24187/ecostat.2023.538.2093

Les débats récurrents sur la meilleure manière d'assurer l'équilibre financier des systèmes de retraite, dans un contexte de vieillissement marqué de la population, portent notamment sur le niveau des pensions et l'âge de départ à la retraite. Pour expliquer les comportements d'épargne vis-à-vis de la retraite, le modèle standard est celui du cycle de vie et ses extensions (Modigliani & Brumberg, 1954). L'idée de base de ce modèle est simple : l'individu épargne par prévoyance tout au long de sa vie active pour consommer le patrimoine ainsi constitué sur ses vieux jours. S'il existe un système public de retraite qui lui assure une rente viagère, son épargne propre en sera d'autant diminuée. Le patrimoine (privé et droits à la retraite) sert à mettre en correspondance l'échéancier des besoins et celui des ressources, qui présentent des variations systématiques (passage à la retraite) et des chocs ou fluctuations aléatoires. Confrontée aux données empiriques, cette « rationalité standard » débouche cependant sur de nombreuses énigmes (*puzzle*), dont, en ce qui concerne la retraite, le niveau insuffisant de l'épargne (*inadequacy of saving*) pour une partie de la population, et la faible diffusion des contrats d'épargne avec sortie en rente viagère (*annuity puzzle*), même après l'âge de 50 ans (Davidoff *et al*., 2005).

Pour remédier à ces insuffisances du modèle standard, les modèles « non-standards » de l'économie comportementale peuvent être mis à contribution. Ils reviennent sur l'hypothèse de rationalité de l'épargnant (Gomes *et al.*, 2021) que ce soit au niveau de ses choix, de ses croyances, ou du processus même de ses prises de décision (DellaVigna, 2009). Ainsi, la désaffection pour la rente viagère pourrait s'expliquer par « une aversion à l'ambiguïté » (renvoi à des choix dans un environnement incertain plutôt que risqué au sens de Knight − Ellsberg, 1961) dont feraient preuve les individus face à l'incertitude quant à leur longévité (Guiso & Sodini, 2013). La remise en cause de l'hypothèse des anticipations rationnelles, notamment l'homogénéité des croyances, semble aussi une voie de recherche intéressante. Enfin, le modèle standard suppose implicitement que pour prendre leurs décisions, les épargnants maîtrisent les concepts économiques et financiers comme l'actualisation, l'inflation, le calcul des intérêts, etc., et qu'ils disposent d'une certaine information sur l'environnement économique, notamment sur les systèmes de retraites et leurs droits. Les programmes de recherche sur l'information, sur la littératie financière (*financial literacy*) ou sur les capacités cognitives (*cognitive ability*), tendent à montrer que ces hypothèses ne sont pas toujours vérifiées (Lusardi & Mitchell, 2014).

Ainsi, les épargnants souffriraient d'un manque d'éducation financière (« *illettrisme financier* ») ou de capacités cognitives limitées (Lusardi, 2009 ; Guiso & Sodini, 2013). Ils ne maîtriseraient pas les principes économiques requis (formation rationnelle des anticipations, calcul d'actualisation, valorisation des actifs, etc.) ou pâtiraient d'une connaissance insuffisante des produits financiers ou de l'environnement économique (taux d'intérêt, marchés boursiers, système de retraite, etc.). Ils commettraient des « erreurs » de tous ordres, de calcul, de stratégie, mais aussi d'anticipation dans la collecte d'information, le traitement de cette dernière ou la formation de leurs croyances. Ils seraient victimes « d'émotions » contraires à leur intérêt propre (impulsivité, excès de confiance en soi, regret ou déception injustifiés, etc.). Ces différents « biais » pourraient donc expliquer une préparation inadéquate à la retraite.

Dans cette perspective, le présent article s'intéresse à la connaissance qu'ont les Français de leurs droits personnels à une pension ainsi qu'à leur inquiétude à l'égard de leur pension future, qui revêt des aspects plus financiers. Plus précisément, nous étudions comment ont évolué aussi bien la connaissance que l'inquiétude suite à la mise en place d'une information systématique aux assurés tout au long de leur carrière par les acteurs publics et les régimes de retraite. La réforme des retraites de 2003 a en effet chargé le GIP-Info retraite (devenu GIP-Union retraite depuis la réforme de 2014) de mettre en œuvre le droit à l'information (DAI). Ce droit se traduit par l'envoi aux affiliés non retraités, tous les 5 ans à partir de leurs 35 ans, d'une information consolidée sur leurs droits constitués dans les différents régimes de retraite obligatoires. Nous portons plus spécifiquement notre attention sur l'évaluation de l'intention de traitement (*intention-to-treat*, ITT) de cette politique, c'est-à-dire sur le fait que les individus soient la cible de la politique d'envoi des documents DAI, et non sur le fait d'avoir réellement reçu un DAI (pour plus de détails sur la politique du DAI et la mesure de l'ITT, encadré 1).

Selon plusieurs études, « le manque d'argent » à la retraite constitue la principale source d'inquiétude des futurs retraités (Arrondel & Soulat, 2017). Il nous paraît donc intéressant de regarder dans quelle mesure le DAI peut améliorer la confiance qu'ont les individus dans le fait de disposer de revenus suffisants une fois à retraite. La politique du DAI est en

ENCADRÉ 1 – **Droit à l'information (DAI)**

La réforme des retraites de 2003 a chargé le GIP-Info retraite – devenu en 2014 le GIP-Union retraite – d'envoyer aux affiliés non retraités, tous les 5 ans à partir de leurs 35 ans, l'information consolidée sur leurs droits constitués dans les différents régimes de retraite obligatoires : ces envois constituent le droit à l'information retraite (DAI). Avant 55 ans, il s'agit d'un relevé individuel de situation des droits à retraite (RIS) et ensuite d'une estimation indicative globale (EIG), qui fournit une évaluation du montant de pension totale selon plusieurs hypothèses d'âge de départ et de situation de fin de carrière (COR, 2008). Le DAI a été progressivement mis en œuvre à partir de 2007. Si l'on considère les envois intervenus jusqu'en 2019 pour la vague 2020 de l'enquête Pat€r, les générations 1975 à 1984 ont bénéficié de l'envoi d'un RIS dès 35 ans à partir de 2010, les générations 1969 et 1974 dès 40 ans à partir de 2009, les générations 1963 à 1968 dès 45 ans à partir de 2008 et les générations 1957 à 1967 dès 50 ans. La montée en charge des envois d'EIG à 55, 60 et 65 ans a également été progressive. Le calendrier de montée en charge du dispositif pour les premières générations de bénéficiaires a pu conduire à plusieurs envois sur des années plus rapprochées que tous les 5 ans. Les premiers bénéficiaires, nés en 1949, avaient 58 ans en 2007, et les personnes nées avant 1949 n'ont pas été la cible d'envois. Enfin, l'envoi d'information au titre du DAI s'interrompt lors de la liquidation des droits à la retraite.

Dans l'étude, nous nous intéressons à l'exposition aux envois de RIS ou d'EIG dans le cadre du DAI et non à la réception effective de ces documents. Cette exposition est entièrement déterminée par l'année naissance, le calendrier des envois étant exclusivement dépendant de cette année de naissance. Il s'agit donc d'une évaluation de « l'intention de traitement » (ITT). Cette mesure peut surestimer le nombre de personnes ayant effectivement reçu un document du DAI, l'envoi ayant pu être suspendu pour des raisons techniques, ou ne pas parvenir à l'assuré à cause d'une erreur d'adresse par exemple.

Soit $DAI_{i,t}$ le nombre total de documents théoriquement envoyés avant la date *t* à la personne *i*. Pour la vague 2012, il s'agit donc du nombre total d'envois entre 2007 et 2011, et pour la vague 2020 du nombre total d'envois entre 2007 et 2019. On fait l'hypothèse que les personnes ciblées par l'envoi l'année de l'enquête (2012 ou 2020) ne reçoivent le document qu'après avoir répondu à l'enquête. Il s'agit d'une mesure de l'intensité des envois du DAI.

Si on prend l'exemple d'un répondant *i* né en 1957 et parti à la retraite en 2019 à 62 ans, $DAI_{i,t=2012} = 1$ du fait de l'envoi d'un unique RIS à 50 ans en 2007 (date à laquelle *i* n'était pas retraité), et $DAI_{i,t=2020} = DAI_{i,t=2012} + 2 = 3$ avec l'envoi en plus d'une EIG à 55 ans en 2012 et d'une EIG à 60 ans en 2017 (dates auxquelles l'individu n'est pas encore retraité).

En 2012, 45.9 % des répondants avaient théoriquement reçu un document au titre du DAI et 6.4 % deux documents ; en 2020, 11.0 % avaient en principe reçu un seul document au titre du DAI, 46.7 % deux et 14.3 % au moins trois (tableau A).

Tableau A – **Part des personnes ciblées par les envois de DAI selon le nombre d'envois (en %)**

Âge	2012 DAI=0	2012 DAI=1	2012 DAI=2	2020 DAI=0	2020 DAI=1	2020 DAI=2	2020 DAI=au moins 3
	Ensemble des répondants (*N*=3 895)						
Moins de 35 ans	100.0	0.0	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0
35-49 ans	41.1	58.9	0.0	4.7	30.8	64.5	0.0
50 ans et plus	11.0	70.1	18.8	0.3	0.3	62.1	37.4
Total	47.7	45.9	6.4	28.0	11.0	46.7	14.3
	Répondants communs aux deux vagues (*N*=444)						
Moins de 35 ans	100.0	0.0	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0
35-49 ans	42.9	57.1	0.0	3.1	22.6	74.2	0.0
50 ans et plus	17.9	78.6	3.6	0.0	0.0	64.7	35.3
Total	49.5	49.5	0.9	11.0	8.1	61.7	19.1

Source et champ : Pat€r-2012 et Pat€r-2020. Ensemble des répondants hors retraités.

effet susceptible d'agir, outre directement sur le niveau de connaissance des droits personnels, sur le degré d'inquiétude concernant le montant de sa propre retraite. Nous examinons donc les effets de l'exposition au DAI sur le niveau et sur l'amélioration de connaissance des droits personnels, ainsi que sur le niveau et l'évolution de l'inquiétude vis-à-vis des droits personnels à une pension, mais aussi sur la relation entre niveaux de connaissance et d'inquiétude.

Pour cela, nous mobilisons les données des vagues 2012 et 2020 de l'enquête Pat€r (PATrimoine et Préférences vis-à-vis du TEmps et du Risque), seules vagues à disposer d'un module sur les attentes et les préférences des Français en matière de retraite. Une partie des répondants est commune à ces deux vagues. Nous proposons une analyse des déterminants des niveaux et des évolutions entre 2012 et 2020 aussi bien de la connaissance des droits personnels à une pension que de l'inquiétude vis-à-vis des droits personnels.

Dans la première section, nous présentons l'enquête Pat€r. Dans la deuxième section, nous détaillons la construction des indicateurs

de connaissance et d'inquiétude concernant les droits personnels à une pension, puis nous décrivons les niveaux de connaissance et d'inquiétude vis-à-vis des droits à la retraite selon l'exposition au DAI (toutes choses égales par ailleurs). Dans la troisième section, nous cherchons à expliquer les évolutions de la connaissance et de l'inquiétude entre 2012 et 2020.

1. L'enquête Pat€r : des informations en panel sur les attentes et les préférences à l'égard de la retraite

L'enquête Pat€r vise à analyser les comportements d'épargne et d'accumulation patrimoniale des Français à l'aune de leurs préférences, notamment à l'égard du risque (aversion pour le risque) et du temps (préférence pour le présent). Elle compte sept vagues (2002, 2007, 2009, 2011, 2012, 2014 et 2020), pour partie en panel. Cette étude s'appuie sur les vagues de 2012 et 2020[1], seules à contenir un module sur les préférences et les attentes à l'égard de la retraite.

Elles ont été réalisées par voie postale par Kantar, la première entre le 10 septembre et le 12 octobre 2012 et la seconde entre le 19 mars et le 8 juin 2020 auprès d'un échantillon représentatif de la population française de 18 ans et plus.

Pour mesurer le niveau et l'évolution entre 2012 et 2020 aussi bien du degré de connaissance que du degré d'inquiétude, et le rôle qu'a pu jouer l'envoi de documents DAI, nous nous restreignons aux seuls individus concernés par leurs droits futurs à la retraite. Les retraités sont donc exclus de l'étude.

L'échantillon retenu pour la vague 2012 comporte ainsi 1 835 non retraités, et celui de la vague 2020, 2 060, dont 444 sont communs aux deux vagues. Le tableau A1-1 de l'annexe 1 présente quelques caractéristiques des répondants. Les vagues 2012 et 2020 se distinguent notamment par le vieillissement des répondants, d'environ 1 an et 8 mois en moyenne. L'échantillon commun aux deux vagues a quant à lui mécaniquement vieilli de 7 ans et 9 mois (l'écart temporel entre les deux vagues).

Les deux vagues se distinguent également par la montée en charge des envois de DAI : la part des répondants concernés par l'envoi d'au moins un document du DAI augmente de 19.7 points entre 2012 et 2020, et de 38.5 points pour les seuls répondants communs aux deux vagues.

Une spécificité de la vague 2020 qui n'avait pas été anticipée est que les répondants ont complété leur questionnaire durant le premier confinement imposé par la crise sanitaire de la Covid-19[2], ce qui aurait pu affecter leurs préférences (aversion pour le risque, préférence pour le loisir, etc.) ou leur connaissance et leur inquiétude concernant le système de retraite et leurs droits.

De nombreux travaux empiriques cherchent ainsi à tester si les préférences peuvent être modifiées par des événements de la vie (problème de santé, décès de proches, chômage, pertes financières, etc.) et des chocs structurels (catastrophes naturelles, guerres, crises économiques, etc.) auxquels sont confrontés les individus. Chuang & Schechter (2015) recensent les travaux étudiant l'impact de ces chocs sur l'aversion au risque, la préférence pour le présent et les préférences sociales. Le bilan est contrasté, les effets n'allant pas toujours dans le même sens. Schildberg-Hörisch (2018) n'arrive à aucun résultat concluant en étudiant les préférences face au risque : les résultats dépendent de l'origine des chocs, de la méthodologie adoptée pour mesurer les préférences (expérience, enquête) et de la nature des questions posées (loterie, échelle, score, etc.). Concernant les effets de la pandémie de Covid-19, il n'existe pas de consensus sur le sens de l'impact du choc sanitaire et du choc économique qui a suivi sur les préférences des individus : voir notamment Goossens & Knoef (2022) sur les Pays-Bas, Müller & Rau (2021) sur les ménages allemands, Shachat *et al*. (2020) sur la province de Wuhan en Chine, Drichoutis & Nayga (2022) sur la Grèce, Angrisani *et al*. (2020) sur les comportements d'une population de traders et d'étudiants aux États-Unis.

Il paraît en outre peu probable que, dans le cas français, les réponses à l'enquête Pat€r aient été significativement affectées par la suspension du projet de réforme des retraites consécutive au confinement[3]. Pour autant, il se peut que la crise

---

1. Les vagues 2012 et 2020 sont le fruit d'une collaboration entre les responsables de l'enquête Pat€r, Luc Arrondel (PSE-CNRS), André Masson (PSE-CNRS) et la Caisse des Dépôts.

2. Le premier confinement s'est déroulé du 17 mars au 11 mai 2020 ; seulement 2 % des réponses au questionnaire a été réceptionné après le 11 mai 2020.

3. La suspension du projet de réforme des retraites devrait a priori *conduire à une hausse de l'inquiétude concernant ses droits personnels pour les personnes favorables à la réforme, et une baisse de l'inquiétude concernant ses droits personnels pour les personnes défavorables. Entre 2012 et 2020, le score moyen de l'inquiétude diminue pourtant de 7.9 % pour les personnes favorables à la réforme et de 6.2 % pour les personnes défavorables. De la même manière, avec cette suspension, on pourrait s'attendre à ce que les personnes de plus de 50 ans, dont les droits à retraite ne sont pas soumis au projet de réforme, connaissent une baisse de leur inquiétude à l'égard de leurs droits à retraite plus faible que les personnes de moins de 50 ans, dont les droits pouvaient être touchés par la réforme. Pourtant, l'inquiétude à l'égard des droits personnels à une pension baisse de 7.9 % entre 2012 et 2020 pour les personnes de 50 ans et plus en 2020 alors qu'elle ne baisse que de 6.3 % pour les personnes de moins de 50 ans en 2020.*

sanitaire ait conduit à une modification des sujets d'inquiétude, qui se seraient davantage centrés sur des questions de santé, contribuant à réduire l'inquiétude à l'égard des droits personnels à une pension (Brodeur *et al*., 2021).

Par ailleurs, les niveaux et les évolutions de la connaissance et de l'inquiétude concernant les droits personnels peuvent *a priori* être imputables à au moins trois causes distinctes, dont le contexte dans lequel les répondants ont été interrogés. Ainsi, les niveaux en 2020 par rapport à 2012 peuvent premièrement être la conséquence du vieillissement de la population interrogée entre les deux vagues, de 7 ans et 9 mois pour les répondants communs aux deux vagues : avec le rapprochement du départ à la retraite, la connaissance qu'ont les répondants de leurs droits s'améliore (parce qu'ils s'intéressent davantage à leur retraite ou qu'ils vont chercher de l'information sur leurs droits) et l'inquiétude concernant d'éventuelles mauvaises surprises sur leurs droits acquis se réduit (réduction de la probabilité d'une éventuelle nouvelle réforme qui s'appliquerait à eux, réduction de l'incertitude sur le salaire de référence et sur la durée d'assurance acquise pour bénéficier d'une pension à taux plein).

Deuxièmement, les évolutions des scores peuvent traduire l'impact de l'apport d'information avec la montée en charge des envois au titre du DAI. Ainsi, l'augmentation du nombre total de documents envoyés au titre du DAI devrait améliorer directement la connaissance de ses droits à retraite et, possiblement, réduire l'inquiétude sur ces droits.

Troisièmement, les évolutions des scores de connaissance et d'inquiétude peuvent aussi être la conséquence d'un changement plus général du contexte d'interrogation entre 2012 et 2020, indépendamment des caractéristiques des répondants. La vague 2020 s'est en effet déroulée juste après le débat national sur le système de retraite français (la consultation citoyenne sur les retraites), la publication du rapport « *Pour un système universel de retraite* » (Delevoye, 2019), puis le dépôt d'un projet de loi de réforme systémique qui a généré d'importants mouvements sociaux fin 2019 et début 2020. Ce contexte a pu améliorer l'information disponible sur le fonctionnement du système de retraite en général (et notamment sur les modalités de calcul des droits à retraite) de l'ensemble des Français, et conduire bon nombre d'entre eux à davantage s'interroger sur leur propre situation face à la retraite. Inversement, on peut imaginer que le projet de réforme pour un système universel a pu accroître la perception de la complexité du système de retraite actuel et augmenter l'inquiétude par rapport à la vague de 2012.

La vague 2012 a en outre eu lieu dans un contexte d'imbrication des différentes réformes portant à la fois sur la durée d'assurance nécessaire pour bénéficier d'une retraite à taux plein (réforme de 2003) et sur le report de l'âge légal d'ouverture des droits (réforme de 2010). Cette imbrication a pu entraîner une confusion entre les deux leviers de report du départ (âge et durée) pour les personnes interrogées lors de la vague de 2012, confusion qui s'est probablement atténuée avec le temps, de sorte qu'elle serait moins répandue en 2020. Enfin, l'amélioration de la connaissance et la diminution de l'inquiétude peuvent aussi être vues comme la conséquence de la montée en puissance progressive de la question des retraites dans le débat public : au cours des trente dernières années, les rapports (suite notamment à la création du Conseil d'orientation des retraites) et réformes se sont accumulés tandis que les efforts de pédagogie et d'apport d'information s'intensifiaient (DAI, simulateurs de retraite, etc.).

Avec seulement deux vagues d'enquête, il est toutefois difficile de distinguer l'impact de ces différents facteurs dans l'évolution de la connaissance qu'ont les Français de leurs droits personnels, et de l'inquiétude qu'ils nourrissent vis-à-vis de ces droits.

2. Des scores pour mesurer la connaissance et l'inquiétude à l'égard des droits personnels à une pension

Pour estimer le degré de connaissance des droits à la retraite et l'inquiétude vis-à-vis de la pension future, s'appuyer sur les réponses à une question d'enquête prise isolément peut conduire à des biais. C'est pourquoi nous avons privilégié le recours à des scores (ou indicateurs synthétiques) qui exploitent simultanément les réponses à plusieurs questions abordant chacune de manière un peu différente le thème concerné[4].

2.1. Une meilleure connaissance des droits personnels à une pension chez les personnes visées par l'envoi d'un DAI

Le score de connaissance des droits personnels à une pension est calculé à partir d'un quizz

4. Pour plus de détails sur la construction des scores de connaissance et d'inquiétude pour la vague 2012, voir Arrondel et al. *(2013) et pour la vague 2020 ainsi que pour une comparaison entre 2012 et 2020, voir Arrondel* et al. *(2021). L'encadré 2 reprend les questions mobilisées pour construire les scores.*

de trois questions : sur la connaissance que la personne a concernant le nombre de trimestres qu'elle a déjà validés, le nombre de trimestres qu'elle devra valider pour bénéficier d'une retraite à taux plein, et l'âge d'ouverture de ses droits. Les réponses « correctes » aux deux dernières questions sont calculées à partir des caractéristiques du répondant : année de naissance, statut (possibilités de départ anticipé au titre de la catégorie active pour les fonctionnaires), nombre de trimestres déjà validés (pour estimer un âge d'entrée sur le marché du travail et évaluer la possibilité d'un départ anticipé pour carrière longue), nombre d'enfants (pour estimer la majoration possible de durée d'assurance) (Soulat, 2017). Chaque bonne réponse donne 1 point, chaque mauvaise réponse 0. Le score est la somme des points. Il varie entre 0 et 3, 0 correspondant à une connaissance nulle, 1 une connaissance limitée, 2 une bonne connaissance et 3 une très bonne connaissance de ses droits à retraite.

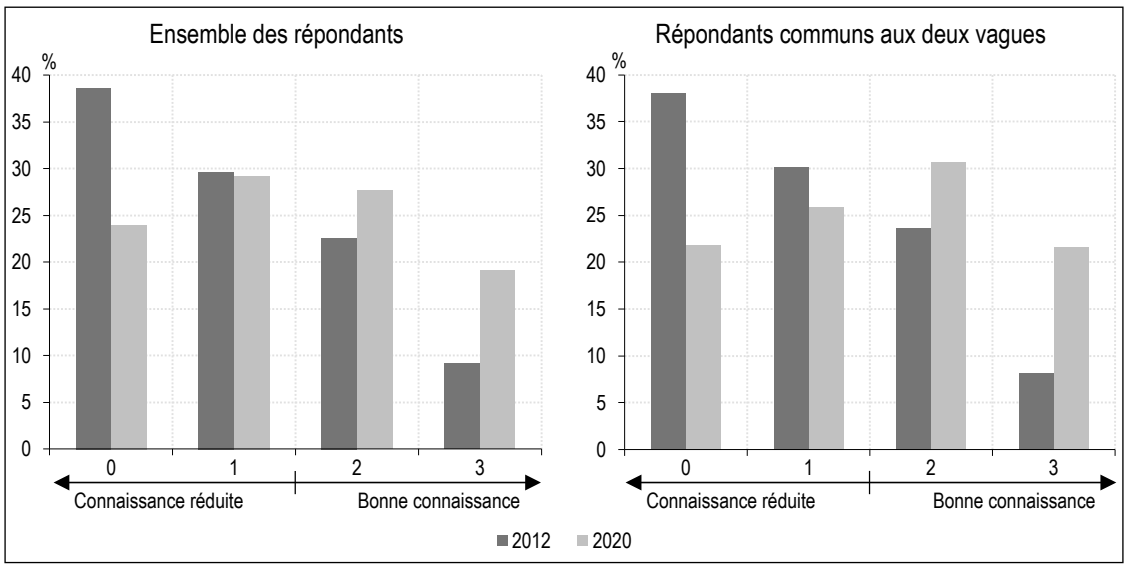
En 2020, un peu moins de la moitié des personnes interrogées (46.8 %) a une bonne ou très bonne connaissance de ses droits personnels (figure I). Les répondants sont une majorité à connaître le nombre de trimestres qu'ils ont déjà validés et leur âge d'ouverture des droits à retraite, mais un peu moins nombreux à connaître la durée d'assurance qui leur permettra d'éviter l'application d'une décote, qui dépend de leur année de naissance.

Le niveau de connaissance est dans l'ensemble d'autant plus élevé que le nombre de documents censés avoir été envoyés au répondant au titre du DAI[5] est plus important (figure II). Il augmente avec l'âge, est plus faible pour les femmes que les hommes (voir le tableau A2-1 de l'annexe 2 pour le détail des statistiques descriptives). Le niveau de revenu semble également discriminant avec, en 2020, un écart de 0.8 entre le score moyen de connaissance des personnes percevant un revenu net annuel d'au moins 30 000 € et celles en percevant un de moins de 12 000 €. Notons également que les personnes non retraitées sans emploi semblent moins bien informées sur leurs droits à retraite (probablement parce qu'elles ont acquis moins de droits) que celles en emploi, en particulier que les fonctionnaires qui apparaissent comme les mieux informés. Les personnes qui ont connu des interruptions de carrière ou celles plus imprévoyantes ont un niveau de connaissance plus réduit.

Entre 2012 et 2020, le score moyen de connaissance des droits personnels a augmenté de 0.5 point pour l'ensemble des répondants non retraités (comme pour les seuls individus communs aux deux vagues). L'amélioration s'observe pour les trois questions composant le score : connaissance du nombre de trimestres déjà cotisés, de l'âge d'ouverture des droits (fonction de l'année de naissance) et, dans une moindre mesure, de la durée requise pour liquider

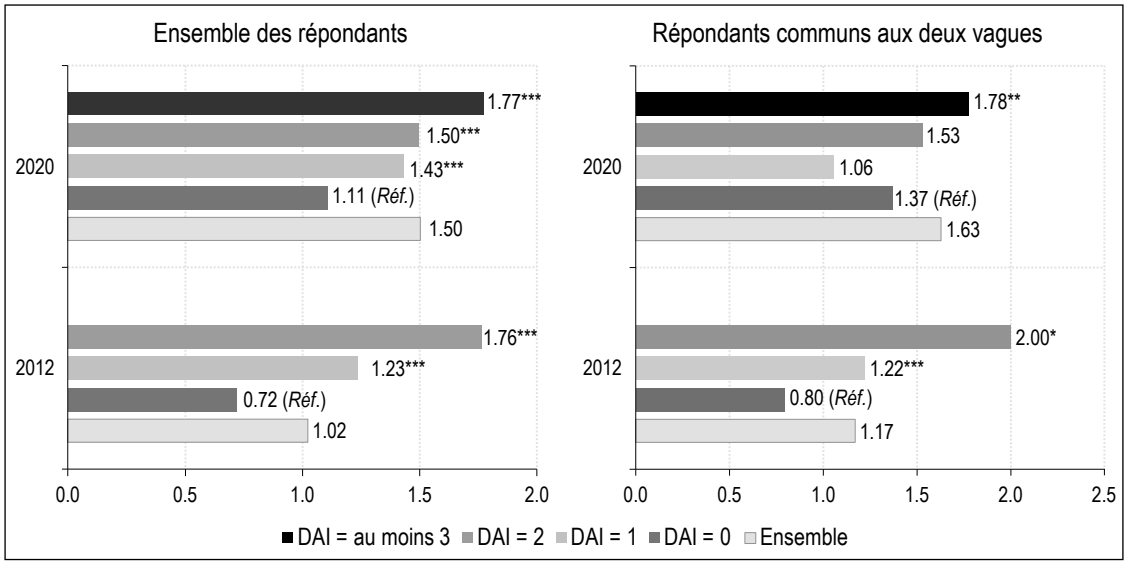
5. Sur la population des répondants communs aux deux vagues, le score de connaissance moyen en 2020 des personnes n'ayant jamais été ciblées par un envoi de document DAI est toutefois supérieur à celui des personnes ayant été la cible d'exactement un seul envoi de document DAI.

Figure I – **Répartition des répondants selon le niveau de connaissance de leurs droits**



Lecture : en 2020, 27.7 % de l'ensemble des répondants ont un score de connaissance égal à 2 sur 3 ; ils sont 30.6 % parmi les répondants communs aux deux vagues.
Source et champ : Pat€r-2012 et Pat€r-2020. Répondants non retraités.

Figure II – **Niveau moyen de connaissance des droits selon le nombre de documents DAI envoyés**



Note : * indique que la différence avec la référence (pas de DAI envoyé) est significative au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.
Lecture : en 2020, le score moyen de connaissance des répondants concernés par l'envoi d'au moins 3 documents DAI est de 1.77 (graphique de gauche), significativement différent au seuil de 1 % du score moyen de 1.11 observé pour ceux non concernés par l'envoi de documents.
Source et champ : Pat€r-2012 et Pat€r-2020. Répondants non retraités.

ENCADRÉ 2 – **Questions mobilisées dans la construction des scores de connaissance et d'inquiétude**

Les codages ainsi que les valeurs prises par chacune des questions constituant les scores, en 2012 et 2020, sont décrits en détail dans Arrondel *et al.* (2013 et 2021).

Le score de connaissance des droits personnels à une pension est calculé à partir d'un quizz de trois questions :

(i) « Connaissez-vous le nombre de trimestres ou d'années que vous avez validés à ce jour ou que vous aviez validés au moment de votre départ à la retraite ? » Il s'agit d'une question déclarative avec la possibilité de répondre « oui » ou « non ». La question est complétée par la demande du nombre de trimestres ou d'années déjà cotisés, permettant un contrôle de cohérence de la réponse par rapport à l'âge théorique d'entrée sur le marché du travail si la personne n'a pas connu d'interruptions.

(ii) « Quel est, selon vous, le nombre de trimestres que vous devez ou que vous deviez valider (au total) pour bénéficier d'une retraite à taux plein ? »

(iii) « À quel âge minimum pourrez-vous ou auriez-vous pu partir à la retraite ? ».

Chaque bonne réponse prend la valeur 1, chaque mauvaise réponse vaut 0. Le score est la somme des points.

Le score d'inquiétude à l'égard des droits personnels à une pension est calculé à partir de 4 questions chacune notée de 0 à 2, 0 correspondant plutôt à de la confiance dans ses droits à retraite et 2 à de l'inquiétude, 1 correspondant à une position intermédiaire ou neutre :

(i) « Parmi les propositions suivantes, quelle est celle qui correspond le plus à la vision de votre situation financière durant votre retraite : je pourrai ou je peux profiter de ma retraite sans avoir de souci d'argent (noté 0) ; je devrai ou je dois surveiller mes dépenses mais j'arriverai ou j'arrive à vivre convenablement (noté 0) ; je n'ai pas réfléchi à la question mais je suis confiant (noté 0) ; j'aurai ou j'ai du mal à joindre les deux bouts (noté +2) ; j'aurai ou j'ai de réels soucis d'argent (noté +2) ; je n'ai pas réfléchi à la question, mais je suis soucieux (noté +2) ; je ne sais pas (noté +1) ? »

(ii) « Si tout se passe bien, estimez-vous que votre pension de retraite sera suffisante (ou est suffisante, si vous êtes retraité(e)) pour couvrir vos besoins : oui (noté 0) ; non, elle sera (est) un peu trop faible (noté +1) ; non, elle sera (est) beaucoup trop faible (noté +2) ; je ne sais pas (noté +1) ? »

(iii) « Lorsque vous serez à la retraite ou si vous êtes déjà à la retraite, pensez-vous pouvoir financer un hébergement en maison de retraite avec votre pension personnelle : oui (noté 0) ; non (noté +2) ; je ne sais pas (noté +1) ? »

(iv) « D'après vous, au moment où vous allez prendre votre retraite, quelle est la probabilité, de 0 à 100, pour que le montant de votre pension soit plus faible que la pension de quelqu'un ayant la même carrière que vous qui partirait aujourd'hui à la retraite (de 0 à 30 noté 0, de 31 à 69 noté +1 et de 70 à 100 noté +2) ? »

Le score d'inquiétude est la somme des notes aux 4 questions.

à taux plein (également fonction de l'année de naissance). La hausse du niveau moyen de connaissance entre 2012 et 2020 s'observe à toutes les tranches d'âge : elle est même plus marquée pour les moins de 49 ans (+0.5 point) que pour les 50 ans et plus (+0.3 point) ; ce

résultat est à mettre en regard du fait que le score de connaissance des 50 ans et plus était en moyenne déjà nettement plus élevé que celui des plus jeunes en 2012. L'amélioration est également plus importante pour les femmes, pour les fonctionnaires, pour les personnes avec enfants à charge et pour les personnes en bonne santé. Elle est aussi plus nette pour les revenus intermédiaires et supérieurs (au-dessus de 12 000 €), mais également pour les répondants non concernés par l'envoi de document au titre du DAI, signe que l'amélioration de la connaissance des droits personnels entre les deux vagues n'est sans doute pas uniquement imputable au seul DAI.

2.2. Les répondants qui ont une bonne connaissance de leurs droits personnels sont moins inquiets pour leurs droits

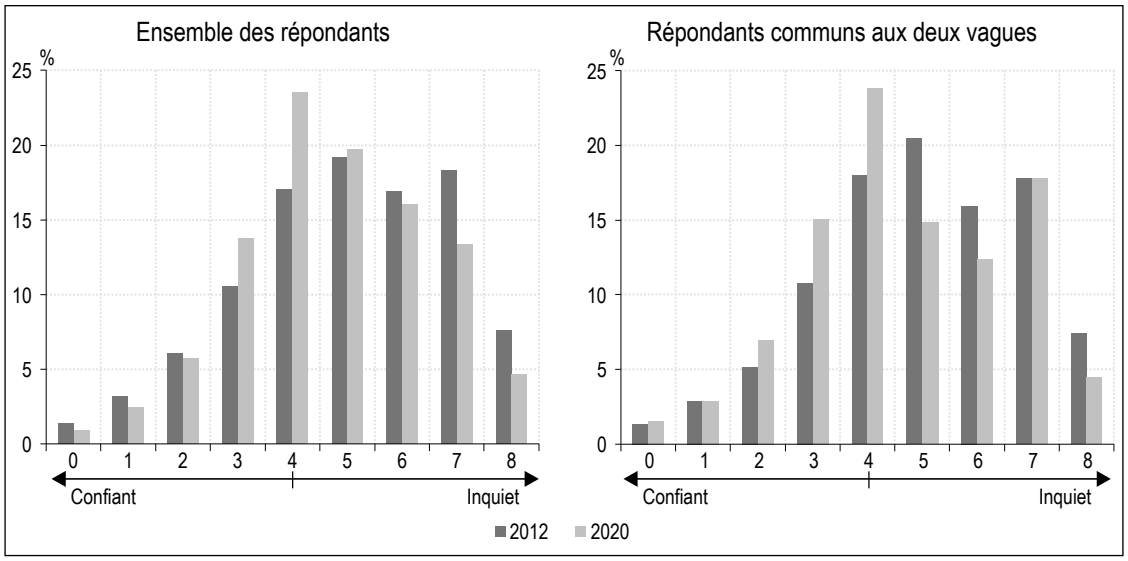
L'inquiétude à l'égard des droits personnels à une pension est appréhendée à partir de 4 questions, chacune notée de 0 à 2, 0 correspondant plutôt à de la confiance dans ses droits à retraite et 2 à de l'inquiétude, 1 désignant une position intermédiaire ou neutre. Le score d'inquiétude est la somme des notes aux 4 questions, il varie donc entre 0 et 8. Il mesure à la fois la peur du répondant de ne pas avoir une pension suffisante et son incertitude concernant le montant de sa future pension, ou, en d'autres termes, le degré « d'ambiguïté » autour de sa future pension. Si on considère qu'un individu est inquiet à l'égard de ses droits personnels dès lors que son score d'inquiétude est strictement supérieur à 4, alors en 2020 53.7 % des répondants non retraités se disent inquiets (figure III).

Globalement, les personnes qui ont été la cible de l'envoi d'un ou plusieurs documents au titre du DAI sont plus confiantes (figure IV), en 2012 comme en 2020, même si les différences entre les scores moyens d'inquiétude selon le nombre d'envois ne sont pas toujours significatives. Les répondants qui ont une bonne ou très bonne connaissance de leurs droits personnels à une pension sont plus confiants (voir le tableau A2-2 de l'annexe 2 pour le détail des statistiques descriptives). L'inquiétude diminue à partir de 50 ans, probablement du fait d'une meilleure connaissance de ses droits acquise avec le temps, et d'une baisse du risque de se voir appliquer des règles différentes moins avantageuses avec l'approche de la retraite. Les hommes sont moins inquiets que les femmes. Plus le revenu est élevé, plus l'inquiétude sur les droits est faible. L'inquiétude est en moyenne plus faible pour les fonctionnaires, les diplômés du supérieur, les personnes qui sont moins averses au risque, les personnes prévoyantes[6], les personnes mariées, les personnes sans enfant à charge, les personnes en bonne santé, les personnes avec des carrières régulières et sans interruptions.

Entre 2012 et 2020, l'inquiétude sur les droits personnels à une pension diminue en moyenne de 0.3 point. La baisse est plus importante

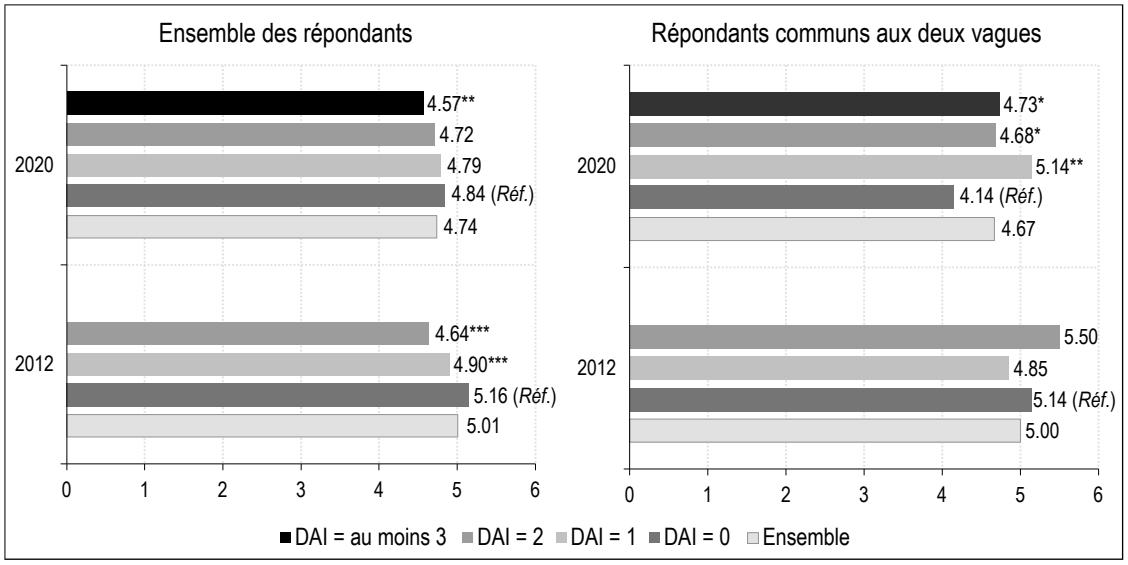
6. L'aversion au risque et la prévoyance sont mesurées par des échelles de 0 à 10 dans chaque vague de l'enquête. Par exemple, pour l'aversion pour le risque, la question est la suivante : « sur une échelle de 0 à 10, vous considérez-vous de manière générale comme quelqu'un de prudent, limitant au maximum les risques ou inversement comme quelqu'un qui aime prendre des risques, qui aime l'aventure et recherche la nouveauté et les défis ? 0 désigne une personne très prudente, 10 une personne qui aime prendre des risques.

Figure III – **Répartition des répondants selon le niveau d'inquiétude vis-à-vis de leurs droits**



Lecture : en 2020, 19.7 % de l'ensemble des répondants ont un score d'inquiétude de 5 sur 8, et 14.9 % des répondants aux deux vagues obtiennent ce score.
Source et champ : Pat€r-2012 et Pat€r-2020. Répondants non retraités.

Figure IV – **Niveau moyen d'inquiétude vis-à-vis des droits selon le nombre de documents DAI envoyés**



Note : * indique que la différence avec la référence (pas de DAI envoyé) est significative au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.
Lecture : en 2020, le score moyen d'inquiétude des répondants concernés par au moins 3 envois de documents DAI est de 4.57, significativement différent au seuil de 5 % du score moyen de 4.84 observé pour ceux non concernés par l'envoi de documents.
Source et champ : Pat€r-2012 et Pat€r-2020. Répondants non retraités.

pour les femmes, pour les plus jeunes (moins de 50 ans), pour les revenus intermédiaires (entre 12 000 et 20 000 €), pour les personnes prévoyantes et pour celles qui sont averses au risque, pour les personnes qui ont une bonne ou très bonne connaissance de leurs droits propres, pour les personnes non concernées par l'envoi de documents du DAI ou celles qui ont eu des carrières régulières et sans interruption.

3. Niveaux et évolutions de la connaissance et de l'inquiétude vis-à-vis de ses droits

3.1. Un impact du premier envoi de documents du DAI sur la connaissance de ses droits mais un impact très incertain sur l'inquiétude à l'égard de ses droits

Nous cherchons maintenant à estimer l'effet de l'envoi d'information au titre du DAI (DAI_{it}) au répondant i l'année t (t=2012 ou t=2020) sur le niveau de connaissance de ses droits personnels (Y_{it1}) et sur le niveau d'inquiétude pour ses droits personnels (Y_{it2}), en contrôlant des caractéristiques individuelles (X_{it}) :

$$Y_{it} = \alpha + \beta DAI_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Nous ne tenons pas compte de la dimension panel des données, et empilons simplement les données des deux vagues. L'analyse se concentre sur les répondants non retraités, en 2012 ou en 2020.

Plusieurs spécifications ont été testées :

(1) avec uniquement le nombre théorique d'envois de documents du DAI (cette variable, comprise entre 0 et 4, jouant linéairement), l'année et l'âge en tranches (moins de 35 ans, 35-49 ans et 50 ans et plus) comme estimation de base ;

(2) en ajoutant des variables de contrôle à l'estimation de base (1) : sexe, statut professionnel (public, privé, indépendant, inactif), revenu net en tranches, le fait d'avoir fait des études supérieures, les paramètres de préférence (aversion pour le risque et prévoyance), la situation familiale (en couple, enfants à charge), l'état de santé et les irrégularités et interruptions de carrière ;

(3) spécification (2), mais en discrétisant le nombre théorique d'envois au titre du DAI en quatre tranches pour identifier d'éventuelles non-linéarités ;

(4) spécification (3), mais en remplaçant l'âge en tranches par une fonction quadratique de l'âge en variable continue ;

(5) spécification (2) pour le niveau d'inquiétude, mais en ajoutant le score de connaissance de ses droits à retraite afin de voir si un score d'inquiétude plus faible passe plutôt par l'apport d'information lié à l'envoi de DAI ou si les répondants avec une meilleure connaissance de leurs droits à retraite sont moins inquiets concernant leur pension future[7].

7. La corrélation inverse entre bonne connaissance des droits personnels à une pension (score ≥ 2) et inquiétude à l'égard de ses droits propres (score > 4) a également été testée à l'aide d'un probit bivarié. Toutefois, pour ne pas alourdir l'article, les résultats ne sont pas reproduits ici mais peuvent être fournis sur demande aux auteurs.

Les variables expliquées sont des variables discrètes. Pour autant, nous avons privilégié des estimations linéaires plutôt qu'en logit ordonné afin de faciliter les comparaisons avec les estimations présentées dans la sous-section suivante. Les résultats principaux sont présentés dans le tableau 1 et ceux concernant les variables de contrôle dans le tableau A3-1 de l'annexe 3.

Globalement, le nombre de documents du DAI envoyés ne semble pas avoir d'effet significatif sur le niveau de connaissance des droits personnels, une fois pris en compte le contexte de l'enquête par une indicatrice d'année de réponse – estimations (1) et (2). En revanche, si l'on examine de possibles non linéarités, l'impact des envois DAI sur le score de connaissance est significatif dans le cas du premier envoi, mais pas pour plusieurs – estimations (3) et (4). À caractéristiques données, et une fois pris en compte le nombre de DAI potentiellement reçus, le niveau de connaissance des répondants sur leurs droits à retraite est significativement plus élevé en 2020 qu'en 2012.

De façon assez logique, le niveau de connaissance augmente avec l'âge, à partir de 31 ans, et avec la plus grande proximité avec la liquidation des droits à retraite. La connaissance plus élevée des personnes plus âgées (50 ans et plus) est sans doute renforcée par le fait que nous n'avons pas fait de distinction entre l'envoi de relevés de situation individuelle avant 55 ans et l'envoi d'estimations indicatives globales, plus détaillées, à partir de 55 ans.

Tableau 1 – **Estimations du score de connaissance et du score d'inquiétude de ses droits propres**

	Score de connaissance des droits personnels				Score d'inquiétude des droits personnels				
	Base	Avec variables de contrôle	DAI en tranches	Âge continu	Base	Avec variables de contrôle	DAI en tranches	Âge continu	Avec connaissance de ses droits
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Nombre de DAI	0.016	0.006	-	-	−0.002	−0.006	-	-	−0.005
	(0.030)	(0.029)			(0.054)	(0.050)			(0.050)
DAI discrétisé (*Réf. : aucun DAI envoyé*)									
1 DAI envoyé	-	-	0.094*	0.120**	-	-	−0.044	−0.012	-
			(0.054)	(0.049)			(0.107)	(0.095)	
2 DAI envoyé	-	-	0.021	−0.064	-	-	−0.017	0.097	-
			(0.066)	(0.066)			(0.121)	(0.118)	
Au moins 3 DAI envoyé	-	-	0.060	−0.123	-	-	−0.025	0.175	-
			(0.093)	(0.095)			(0.162)	(0.162)	
Réponse en 2020	0.358***	0.306***	0.327***	0.360***	−0.249***	−0.059	−0.070	−0.099	−0.025
(*Réf. : réponse en 2012*)	(0.039)	(0.038)	(0.039)	(0.039)	(0.070)	(0.066)	(0.068)	(0.069)	(0.067)
Âge en tranches (*Réf. : 50 ans et plus*)									
Moins de 35 ans	−0.723***	−0.661***	−0.620***	-	0.344***	0.299**	0.283**	-	0.225*
	(0.064)	(0.063)	(0.067)		(0.124)	(0.120)	(0.132)		(0.121)
35-49 ans	−0.384***	−0.438***	−0.440***	-	0.329***	0.440***	0.443***	-	0.391***
	(0.043)	(0.043)	(0.043)		(0.078)	(0.079)	(0.079)		(0.080)
Âge continu									
Âge	-	-	-	−0.065***	-	-	-	0.109***	-
				(0.011)				(0.023)	
Âge²	-	-	-	0.00104***	-	-	-	−0.00145***	-
				(0.0001)				(0.0003)	
Score de connaissance de ses droits personnels	-	-	-	-	-	-	-	-	−0.112***
									(0.029)
Sexe (*Réf.* : *Homme*)									
Femme	-	−0.117***	−0.116***	−0.121***	-	0.246***	0.245***	0.247***	0.232***
		(0.032)	(0.032)	(0.032)		(0.060)	(0.060)	(0.060)	(0.060)
Variables de contrôle[(a)]	Non	Oui	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	1.363***	1.156***	1.102***	1.418***	4.786***	4.822***	4.845***	3.303***	4.951***
	(0.052)	(0.078)	(0.083)	(0.227)	(0.096)	(0.141)	(0.155)	(0.458)	(0.143)
R^2 ajusté	0.118	0.208	0.208	0.225	0.012	0.158	0.158	0.162	0.161
F Statistique	130.9***	52.1***	47.6***	52.3***	13.3***	37.6***	34.2***	35.3***	36.6***

[(a)] Statut, revenu, niveau d'études, préférences, situation conjugable, état de santé, irrégularité de carrière.
Note : estimation d'un modèle linéaire par les moindres carrés ordinaires. Les écarts-types sont entre parenthèses. * Indique que le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.
Source et champ : enquêtes Pat€r 2012 et 2020. Hors retraités, soit 3 895 observations.

Toutes autres caractéristiques égales, les salariés du secteur public ont une meilleure connaissance de leurs droits personnels à une pension que les salariés du secteur privé et les indépendants. Les inactifs (non retraités), disposant probablement de moins de droits, ont une connaissance encore plus limitée. Le score de connaissance est corrélé positivement avec le niveau de revenu, avec le fait d'avoir fait des études supérieures et avec le fait d'être en bonne santé. Il est significativement plus faible pour les femmes, pour les personnes seules (bien que pas significatif dans toutes les spécifications), celles qui ont des enfants à charge (peut-être à cause d'une mauvaise connaissance des majorations de pension et de durée liées aux enfants). Les personnes qui ont eu des carrières irrégulières semblent également moins bien connaître leurs droits. Enfin, les personnes imprévoyantes ont plutôt un score de connaissance plus faible.

Le nombre théorique d'envois de documents DAI n'a pas d'effet significatif sur le niveau d'inquiétude à l'égard des droits personnels, que l'on considère que l'effet soit proportionnel au nombre des envois ou qu'il soit potentiellement différent pour chaque nombre d'envois. La spécificité du contexte d'enquête n'influence pas significativement le niveau d'inquiétude, une fois prises en compte les caractéristiques particulières des répondants, c'est-à-dire une fois contrôlé des effets de structure des répondants. En revanche, le niveau d'inquiétude à l'égard de sa future pension est corrélé négativement au niveau de connaissance des droits à retraite − estimation (5).

Le niveau d'inquiétude est le plus élevé aux âges intermédiaires et le plus faible aux âges plus élevés avec l'approche de l'âge de la retraite, avec une inquiétude maximale autour de 38 ans − estimation (4). L'inquiétude apparaît significativement plus faible pour les employés du secteur public.

L'inquiétude quant à ses droits personnels à une pension est en partie liée à l'anticipation du niveau de sa future pension issue des mécanismes contributifs. Ainsi, les personnes percevant un revenu annuel plus réduit (moins de 12 000 €) ont un niveau d'inquiétude concernant leur future pension plus fort que les personnes percevant un revenu intermédiaire (entre 12 000 et 20 000 €), et les personnes percevant un revenu annuel plus élevé (supérieur à 20 000 €) ont un niveau d'inquiétude sur leur future pension plus réduit. À autres caractéristiques données et en particulier à niveau de revenu donné, les personnes qui ont fait des études supérieures ont un niveau d'inquiétude plus faible que les autres, peut-être en lien avec une meilleure capacité à se projeter dans sa future retraite. En termes de préférences, les personnes plus imprévoyantes et les personnes plus averses au risque sont plus inquiètes pour leurs droits personnels à une pension. Les personnes qui ont connu des carrières heurtées ou des interruptions de carrière pour chômage sont également plus inquiètes. Enfin, à autres caractéristiques identiques, les femmes, les personnes ayant des enfants à charge ou les personnes vivant seules sont plus inquiètes concernant leur future pension que les hommes, les personnes sans enfant à charge ou les personnes vivant en couple. En d'autres termes, les personnes qui ont connu des situations moins favorables sur le marché du travail ou des situations de vie plus difficiles tendent à être plus inquiètes.

Ainsi globalement, l'envoi d'information sur ses droits à retraite et le contexte d'enquête différent semblent améliorer directement la connaissance qu'en ont les Français alors que l'inquiétude sur sa future pension se réduit pour les personnes plus proches du départ (les 50 ans et plus). L'importance des effets sur le niveau de connaissance reste réduite (de l'ordre de 0.1 point pour le premier DAI envoyé).

3.2. Évolution de la connaissance et de l'inquiétude vis-à-vis de ses droits personnels

Nous analysons maintenant dans quelle mesure les changements dans les caractéristiques individuelles entre 2012 et 2020 peuvent être corrélés avec l'évolution de la connaissance ou de l'inquiétude entre les deux vagues, en utilisant la dimension panel de l'enquête. Les régressions sont ainsi effectuées sur le périmètre des seuls individus communs aux deux vagues, les retraités étant toujours exclus. Nous avons estimé le modèle linéaire suivant[8] :

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta DAI_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Cela donne en différence première :

$$Y_{i,2020} - Y_{i,2012} = (\alpha_i - \alpha_i) + \beta\left(DAI_{i,2020} - DAI_{i,2012}\right) + \gamma\left(X_{i,2020} - X_{i,2012}\right) + \left(\varepsilon_{i,2020} - \varepsilon_{i,2012}\right)$$

soit, $$\Delta Y_{i,t} = \beta \Delta DAI_{i,t} + \gamma \Delta X_{i,t} + \Delta\varepsilon_{i,t}$$

où Δ est l'opérateur différence entre 2012 et 2020, $DAI_{i,t}$ le nombre de DAI envoyés avant

8. Les variables expliquées sont des variables discrètes ordonnées. Des régressions en logit ordonné en panel avec effets fixes (Baetschmann et al.*, 2020), ont donc été réalisées et les résultats sont sensiblement identiques. Si ces estimations sont* a priori *plus adaptées, les effets sont moins directement lisibles. Aussi ne sont-elles pas présentées ici.*

la date t à l'individu i, et $X_{i,t}$ les caractéristiques individuelles de i à t. Enfin $Y_{i,t}$ est successivement la connaissance des droits personnels à une pension (les résultats des régressions sont dans le tableau 2 et le tableau A3-2 de l'annexe 3 pour les variables de contrôle) et l'inquiétude à l'égard des droits personnels à une pension (les résultats sont en tableau 3 et en tableau A3-3 de l'annexe 3 pour les variables de contrôle) pour l'individu i en t. Cette estimation en différence première permet de contrôler de toutes les caractéristiques individuelles de i constantes dans le temps (α_i).

Plusieurs spécifications alternatives ont été testées, identiques à celles de la section 3.1, mais en différence première.

Pour les seuls répondants communs aux deux vagues, plus encore que pour l'ensemble des répondants, l'amélioration de la connaissance entre 2012 et 2020 semble surtout être la conséquence des différences de contexte des vagues d'enquête plutôt que de la montée en charge du DAI. L'envoi de DAI supplémentaires entre 2012 et 2020 semble plutôt avoir un effet à la baisse du niveau de connaissance entre les

Tableau 2 – **Estimation de la variation du score de connaissance de ses droits personnels entre 2012 et 2020**

	Base	Avec variables de contrôle	DAI en tranches
	(1)	(2)	(3)
Nombre de DAI	−0.144* (0.083)	−0.124 (0.088)	-
DAI discrétisé (*Réf.* : *pas de DAI envoyé*)			
1 DAI envoyé	-	-	−0.220* (0.128)
2 DAI envoyé	-	-	−0.243 (0.200)
Au moins 3 DAI envoyé	-	-	−0.332 (0.272)
Âge (*Réf.* : *50 ans et plus*)			
Moins de 35 ans	0.343 (0.218)	0.308 (0.214)	0.220 (0.247)
35-49 ans	0.240** (0.120)	0.240** (0.121)	0.270** (0.124)
Variables de contrôle[(a)]	Non	Oui	Oui
Réponse en 2020	0.783*** (0.134)	0.738*** (0.145)	0.680*** (0.177)
R^2 ajusté	0.012	0.022	0.020
F Statistique	2.8**	1.7*	1.6*

[(a)] Statut, revenu, niveau d'études, préférences, situation conjugable, état de santé, irrégularité de carrière.
Note : estimation d'un modèle linéaire en différence première. Les régressions sont réalisées sous R à l'aide de la procédure « plm », de la spécification du modèle « fd » (différence première) et d'un redressement de la variance des résidus avec la méthode d'Arellano. Les valeurs entre parenthèses sont les écart-types robustes. * Indique que le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.
Source et champ : enquêtes Pat€r 2012 et 2020. Répondants communs aux deux vagues hors retraités, soit 444 observations.

Tableau 3 – **Estimation de la variation du score d'inquiétude pour ses droits personnels entre 2012 et 2020**

	Base	Avec variables de contrôle	DAI en tranches	Avec connaissance
	(1)	(2)	(3)	(4)
ΔDAI	0.040 (0.132)	0.030 (0.134)		0.011 (0.132)
DAI discrétisé *(Réf. : pas de DAI envoyé)*				
1 DAI envoyé	-	-	−0.089 (0.222)	-
2 DAI envoyé	-	-	0.063 (0.284)	-
Au moins 3 DAI envoyé	-	-	0.142 (0.414)	-
Âge (*Réf. : 50 ans et plus*)				
Moins de 35 ans	−0.400 (0.371)	−0.410 (0.382)	−0.518 (0.417)	−0.361 (0.387)
35-49 ans	−0.052 (0.206)	−0.019 (0.206)	0.019 (0.212)	0.019 (0.210)
Score de connaissance de ses droits personnels				−0.160* (0.093)
Variables de contrôle[(a)]	Non	Oui	Oui	Oui
Constante	−0.448** (0.201)	−0.456** (0.221)	−0.527** (0.244)	−0.338 (0.226)
R^2 ajusté	−0.003	0.005	0.001	0.011
F Statistique	0.6	1.1	1.0	1.3

[(a)] Statut, revenu, niveau d'études, préférences, situation conjugable, état de santé, irrégularité de carrière.
Note : estimation d'un modèle linéaire en différence première. Les régressions sont réalisées sous R à l'aide de la procédure « plm », de la spécification du modèle « fd » (différence première) et d'un redressement de la variance des résidus avec la méthode d'Arellano. Les valeurs entre parenthèses sont les écart-types robustes. * Indique que le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.
Source et champ : enquêtes Pat€r 2012 et 2020. Répondants communs aux deux vagues hors retraités, soit 444 observations.

deux vagues, toutes choses égales par ailleurs – estimations (1) et (2) du tableau 2. Cet effet négatif légèrement significatif se retrouve si l'on considère l'effet des DAI potentiellement différent à chaque envoi supplémentaire − estimation (3). Ce résultat un peu différent de celui obtenu sur l'échantillon complet des deux enquêtes est potentiellement lié aux spécificités de l'échantillon commun (voir le tableau A1-1 en annexe). Ce résultat est cohérent avec le fait que ce sont les générations atteignant 35 ans entre 2012 et 2020 – âge du premier envoi – qui ont plutôt connu la plus forte hausse de la connaissance de leurs droits entre les deux vagues.

Concernant l'inquiétude à l'égard de ses droits personnels, l'envoi supplémentaire de documents du DAI entre 2012 et 2020 n'a pas d'effet significatif sur l'évolution de l'inquiétude à l'égard des droits personnels, quelle que soit la spécification (cf. tableau 3). À autres caractéristiques individuelles données, la réduction de l'inquiétude semble passer par les différences de contexte entre les deux vagues de l'enquête. Cette tendance se retrouve dans les résultats de l'enquête « les Français, l'épargne et la retraite » pour le cercle des épargnants : en 2021, 60 % des personnes interrogées s'y déclarent inquiètes[9], contre 73 % en 2018, cette proportion ayant diminué régulièrement. Cette enquête montre également que cette baisse concerne toutes les tranches d'âges.

Enfin, les répondants dont la connaissance des droits personnels s'améliore entre 2012 et 2020 enregistrent une baisse d'inquiétude concernant leurs droits propres sur la même période : leur score d'inquiétude baisse d'environ 0.16 point pour une hausse d'un point du score de connaissance des droits − estimation (4). Le potentiel effet inverse d'une meilleure connaissance de ses droits à retraite sur la confiance dans sa future retraite peut s'interpréter comme une réduction de l'ambiguïté portant sur les anticipations du montant de leur future pension par les répondants. Ceci laisse penser que l'apport d'information lié au DAI, en particulier le premier envoi, et le contexte, notamment celui des débats publics sur les retraites, ont à la fois pour effet direct d'améliorer la connaissance qu'ont les individus de leurs droits à retraite et pour effet indirect de réduire l'inquiétude concernant le montant futur de sa propre pension.

Notons que la faible significativité de certains coefficients des estimations en différence première et la non-significativité globale des estimations de l'inquiétude sont principalement la conséquence de la taille réduite de l'échantillon des répondants communs aux deux vagues. Le recours à une méthode de bootstrap pour grossir l'échantillon par tirage aléatoire avec remise aurait permis de réduire ces limites. La significativité des effets de l'apport d'information directement sur la connaissance et indirectement sur l'inquiétude reste fragile selon les spécifications, les périmètres de population interrogée et le contexte d'interrogation des personnes enquêtées, ce qui rejoint les résultats de nombreux travaux en *Financial Literacy*. On peut toutefois imaginer que les personnes mieux informées concernant leurs droits auront de meilleures anticipations de leur retraite future et qu'elles ajusteront mieux leur âge de départ et leur niveau d'épargne si elles s'attendent à une baisse de leur taux de remplacement (Arrondel *et al*., 2020 ; 2023).

* *
*

Nous observons que le score de connaissance des droits personnels à une pension est d'autant plus élevé que les individus ont été la cible de plusieurs envois de documents du DAI. Nous constatons également que la connaissance des droits à la retraite a progressé en moyenne entre 2012 et 2020, tandis que l'inquiétude vis-à-vis du montant futur de la retraite baissait sur la même période.

L'analyse économétrique permet de faire la part entre les effets de l'âge, de l'envoi de documents DAI et du contexte particulier des années 2012 et 2020 sur le niveau de connaissance. Nous montrons que seul le premier envoi de documents dans le cadre du DAI semble améliorer la connaissance des droits personnels à une pension. Nous montrons que la connaissance est pour beaucoup liée à l'âge et au contexte : toutes choses égales, les personnes les plus âgées ont une meilleure connaissance de leurs droits, et la connaissance est meilleure en 2020 qu'en 2012. Enfin, l'amélioration de la connaissance des droits entre 2012 et 2020 semble avoir indirectement favorisé la baisse de l'inquiétude vis-à-vis des futurs droits à retraite, en réduisant l'ambiguïté portant sur la future pension.

Avec seulement deux vagues d'enquête, il n'est toutefois pas possible d'identifier avec certitude les différents facteurs susceptibles d'expliquer les différences de contexte : conséquences du

9. Pour plus de détails, voir : https://www.cercledesepargnants.com/wp-content/uploads/2021/02/Barometre2021VFLes-Franc%CC%A7ais-e%CC%81pargne-et-retraiteCercledesEpargnants-Diffusion.pdf.

débat de fin 2019 et du projet de réforme de début 2020 visant à instaurer un système universel de retraite ; moindre confusion en 2020 qu'en 2012 entre les deux leviers de relèvement de l'âge du départ en retraite (allongement de la durée d'assurance et élévation de d'âge d'ouverture des droits) ; rapports et réformes réguliers sur les questions de retraite intervenus entre 2012 et 2020 ; déport vers d'autres motifs d'inquiétude avec la crise sanitaire, etc. □

BIBLIOGRAPHIE

Angrisani, M., Cipriani, M., Guarino, A., Kendall, R. & Ortiz de Zarate Pina, J. (2020). Risk Preferences at the Time of COVID-19: An Experiment with Professional Traders and Students. CEPR*, Discussion Papers* N° 15108. https://cepr.org/publications/dp15108

Arrondel, L., Delbos, J.-B., Durant, D., Pfister, C. & Soulat, L. (2020). Pension anticipée et épargne financière des ménages. *Revue de l'OFCE* N° 170, 229–259. https://www.ofce.sciences-po.fr/pdf/revue/08-170OFCE.pdf

Arrondel, L., Gautier, L., Lemonnier, A. & Soulat, L. (2021). Les attentes et la perception de la retraite en France : exploitation de la vague 2020 de l'enquête Pat€r. Caisse des Dépôts, *Questions politiques sociales – Les études* N° 33, avril. https://politiques-sociales.caissedesdepots.fr/qps-les-etudes-ndeg33

Arrondel, L., Masson, A. & Soulat, L. (2013). Les Français et leur retraite : connaissance, inquiétude et attachement. Caisse des Dépôts, *Questions politiques sociales – Les études* N° 2, janvier. https://politiques-sociales.caissedesdepots.fr/qps-les-etudes-ndeg2

Arrondel, L. & Soulat, L. (2023, à paraître). Patrimoine et âge envisagé de départ à la retraite. *Retraite et société* N° 89.

Arrondel, L. & Soulat, L. (2017). Attentes et perception des Français à l'égard de la retraite : recherche d'explications. Conseil d'orientation des retraites, *Document de travail* N° 5, séance du 20 décembre 2017 sur « Les opinions sur la retraite ». https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-4122.pdf

Baetschmann, G., Ballantyne, A., Staub, K. E. & Winkelmann, R. (2020). feologit: A new command for fitting fixed-effects ordered logit models. *The Stata Journal*, 20(2), 253–275. http://kevinstaub.com/ewExternalFiles/2020_sj.pdf

Brodeur, A., Clark, A. E., Fleche, S. & Powdthavee, N. (2021). COVID-19, Lockdowns and Well-Being: Evidence from Google Trends. *Journal of Public Economics*, 193. https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104346

Chuang, Y. & Schechter, L. (2015). Stability of Experimental and Survey Measures of Risk, Time, and Social Preferences: A Reviewand Some New Results. *Journal of Development Economics*, 117, 151–170. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2015.07.008

COR - Secrétariat général (2008). Le droit à l'information en matière de retraite. Conseil d'orientation des retraites, *Document de travail* N° 4, séance du 16 avril 2008 sur « Droit à l'information en matière de retraite : bilan de la campagne 2007 ». https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-916.pdf

Davidoff, T., Brown, J. R. & Diamond, P. A. (2005). Annuities and Individual Welfare. *American Economic Review*, 95(5), 1573–1590. https://doi.org/10.1257/000282805775014281

Delevoye, J.-P. (2019). Pour un système universel de retraite. Rapport, juillet. https://travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/retraite_01-09_leger.pdf

DellaVigna, S. (2009). Psychology and Economics: Evidence from the Field. *Journal of Economic Literature*, 47(2), 315–372. https://www.jstor.org/stable/27739926

Drichoutis, A. C., & Nayga, R. M. (2022). On the stability of risk and time preferences amid the COVID-19 pandemic. *Experimental Economics*, 25, 759–794. https://doi.org/10.1007/s10683-021-09727-6

Ellsberg, D. (1961). Risk, Ambiguity and the Savage Axioms. *The Quarterly Journal of Economics*, 75(4), 643–669. https://doi.org/10.2307/1884324

Gomes, F., Haliassos, M. & Ramadorai, T. (2021). Household Finance. *Journal of Economic Literature*, 59(3), 919–1000. https://doi.org/10.1257/jel.20201461

Goossens, J. T. G. & Knoef, M. (2022). COVID-19 Crisis: Do Extreme Events Affect Preferences and Trading Behavior? *SSRN Paper*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4109220

Guiso, L. & Sodini, P. (2013). Household Finance: An Emerging Field. In: G. M. Constantinides, M. Harris & R. M. Stulz (Eds.), *Handbook of the Economics of Finance*, Vol. 2, Partie B, Ch. XXI, pp. 1397–1532. Elsevier.

Lusardi, A. (2009). *Overcoming The Saving Slump: How to Increase the Effectiveness of Financial Education and Saving Programs*. Chicago: University of Chicago Press.

Lusardi, A. & Mitchell, O. S. (2014). The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence. *Journal of the Economic Literature*, 52(1), 5–44. https://doi.org/10.1257/jel.52.1.5

Modigliani, F. & Brumberg, R. (1954). Utility Analysis and the Consumption Function: an Interpretation of Cross-section Data. In: K. K. Kurihara (Ed.), *Post-Keynesian Economic*s, pp. 388–436. New Brunswick: Rutgers University Press.

Müller, S. & Rau, H. A. (2021). Economic preferences and compliance in the social stress test of the COVID-19 crisis. *Journal of Public Economics*, 194. https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104322

Schildberg-Hörisch, H. (2018). Are Risk Preferences Stable? *Journal of Economic Perspectives*, 32(2), 135–154. https://doi.org/10.1257/jep.32.2.135

Shachat, J., Walker, M. J., & Wei, L. (2020). The impact of the Covid-19 pandemic on economic behaviours and preferences: Experimental evidence from Wuhan. *ESI Working Paper* 20-33. https://digitalcommons.chapman.edu/esi_working_papers/328/

Soulat, L. (2017). Connaissance des droits personnels : information disponible et acquisition d'information. Conseil d'orientation des retraites, *Document de travail* N° 9, séance du 20 décembre 2017 sur « Les opinions sur la retraite ». https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-4126.pdf

ANNEXE 1

STATISTIQUES SUR LES RÉPONDANTS DES VAGUES 2012 ET 2020 DE L'ENQUÊTE PAT€R

Tableau A1-1 – **Caractéristiques des répondants aux enquêtes Pat€r de 2012 et 2020**

		Pat€r 2012		Pat€r 2020	
		Ensemble	Communs	Ensemble	Communs
Nombre de répondants		1 835	444	2 060	444
Sexe	Part des femmes (%)	52.4	52.5	52.5	52.5
Âge	Âge moyen	42.4	41.8	44.1	49.5
	Part des moins de 35 ans (%)	28.6	22.7	26.3	9.9
	Part des 35-49 ans (%)	37.3	52.0	35.4	35.8
	Part des 50 ans et plus (%)	34.1	25.2	38.3	54.3
Statut	Part des salariés (%)	61.4	59.5	60.2	60.6
	Part des fonctionnaires (%)	20.8	25.5	22.0	28.2
	Part des indépendants (%)	7.2	5.4	6.7	8.1
	Part des demandeurs d'emplois et inactifs (hors retraités) (%)	10.5	9.7	11.0	3.2
Revenu	Part des moins de 12 000 € (%)	28.5	22.5	23.7	20.5
	Part des 12 000-19 999 € (%)	28.1	31.1	24.4	25.5
	Part des 20 000-29 999 € (%)	23.5	27.5	26.2	30.0
	Part des 30 000 € et plus (%)	14.2	12.2	22.2	20.5
	Part des non réponses (%)	5.6	6.8	3.4	3.6
Études	Part des individus ayant fait des études supérieures (%)	44.5	43.2	52.8	43.0
Préférences	Part des individus qui ont le goût du risque (%)	9.8	7.0	17.1	13.3
	Part des imprévoyants (%)	11.4	11.7	10.5	9.7
En couple	Part des mariés, en concubinage, pacsés (%)	64.1	61.5	59.5	65.8
Enfants	Part des individus avec au moins 1 enfant à charge (%)	45.0	52.7	43.7	47.7
Santé	Part des individus en bonne santé (%)	88.4	89.6	90.3	89.0
Carrière	Part des individus ayant connu une carrière irrégulière (%)	26.9	23.4	18.5	20.7
	Part des ind. ayant connu des interruptions pour chômage (%)	53.4	55.2	49.6	53.8
	Part des individus ayant connu d'autres arrêts (%)	28.8	25.5	30.9	34.0
Envois de DAI théoriques	Part des individus avec un envoi DAI (DAI=1) (%)	45.9	49.5	11.0	8.1
	Part des individus avec deux envois DAI (DAI=2) (%)	6.4	0.9	46.7	61.7
	Part des individus avec au moins 3 envois DAI (DAI=3 et +) (%)	0.0	0.0	14.3	19.1

Lecture : 28.6 % des personnes non retraitées interrogées en 2012 ont moins de 35 ans, contre 26.3 % de celles interrogées en 2020. Parmi les seules personnes interrogées dans les deux vagues, 22.7 % ont moins de 35 ans en 2012, contre 9.9 % en 2020.
Source et champ : Pat€r-2012 et Pat€r-2020. Répondants non retraités.

ANNEXE 2

STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR LA CONNAISSANCE ET L'INQUIÉTUDE

Tableau A2-1 – **Scores moyens de connaissance des droits personnels**

		Pat€r 2012		Pat€r 2020	
		Ensemble	Communs	Ensemble	Communs
Ensemble		1.02	1.17	1.50	1.63
Sexe	Femmes (*Réf.*)	0.91	0.84	1.33	1.40
	Hommes	1.14***	1.22***	1.52***	1.65***
Âge	Moins de 35 ans (*Réf.*)	0.57	0.56	1.07	1.30
	35-49 ans	0.93***	1.03***	1.42***	1.31
	50 ans et plus	1.50***	1.40***	1.66***	1.70**
Statut	Salariés (*Réf.*)	1.05	1.03	1.33	1.39
	Fonctionnaires	1.25***	1.23*	1.94***	1.9***
	Indépendants	1.08	1.33	1.28	1.44
	Demandeurs d'emplois et inactifs (hors retraités)	0.36***	0.21***	0.96***	0.86*
Revenu	Moins de 12 000 €	0.73***	0.65***	0.94***	0.96***
	12 000-19 999 € (*Réf.*)	1.02	1.04	1.38	1.47
	20 000-29 999 €	1.22***	1.27**	1.68***	1.83***
	30 000 € et plus	1.43***	1.31*	1.78***	1.79**
	Non réponse (différence non testée)	0.70	0.60	0.67	0.94
Études	Pas d'études supérieures (*Réf.*)	1.00	0.96	1.29	1.47
	Études supérieures	1.05	1.10	1.53***	1.59
Préférences	Averses au risque (*Réf.*)	1.02	1.03	1.42	1.52
	Goût pour le risque	1.07	0.84	1.40	1.51
	Prévoyants (*Réf.*)	1.05	1.05	1.45	1.56
	Imprévoyants	0.82***	0.75**	1.17***	1.19**
Situation maritale	Célibataire, divorcé, veuf (*Réf.*)	0.97	0.99	1.37	1.51
	Mariés, en concubinage, pacsés	1.05*	1.04	1.45*	1.52
Enfants	Pas d'enfant à charge (*Réf.*)	1.11	1.09	1.44	1.60
	Enfants à charge	0.91***	0.95	1.39	1.43*
Santé	En mauvaise santé (*Réf.*)	0.97	1.09	0.99	0.96
	En bonne santé	1.03	1.01	1.46***	1.59***
Carrière	Sans carrière irrégulière (*Réf.*)	1.06	1.08	1.50	1.65
	Avec carrière irrégulière	0.93**	0.82**	1.07***	1.03***
	Sans arrêt pour chômage (*Réf.*)	1.03	0.95	1.48	1.66
	Avec arrêt pour chômage	1.02	1.07	1.35***	1.4***
	Sans autres arrêts (*Réf.*)	1.03	1.06	1.50	1.70
	Avec d'autres arrêts	1.00	0.89	1.23***	1.17***

Note : Le score moyen pour les individus partageant une caractéristique est comparé au score moyen des individus ayant la caractéristique de référence et appartenant au même champ à la même date. *** indique que la différence entre les deux scores moyens est significative au seuil de 1%, ** au seuil de 5%, * au seuil de 10%.
Lecture : les personnes interrogées non retraitées ont un score moyen de connaissance de leurs droits à retraite de 1.02 en 2012 et de 1.50 en 2020.
Source et champ : Pat€r-2012 et Pat€r-2020. Répondants non retraités.

Tableau A2-2 – **Scores moyens d'inquiétude sur les droits personnels**

		Pat€r 2012		Pat€r 2020	
		Ensemble	Communs	Ensemble	Communs
Ensemble		5.01	4.88	4.62	4.52
Sexe	Femmes (*Réf.*)	5.23	5.21	4.94	4.86
	Hommes	4.76***	4.78**	4.52***	4.46**
Âge	Moins de 35 ans (*Réf.*)	5.16	4.83	4.85	4.11
	35-49 ans	5.12	5.15	4.85	5.00***
	50 ans et plus	4.75***	4.86	4.56***	4.55
Statut	Salariés (*Réf.*)	5.10	5.19	4.79	4.80
	Fonctionnaires	4.58***	4.58***	4.36***	4.26***
	Indépendants	5.15	4.88	4.94	4.94
	Demandeurs d'emplois et inactifs (hors retraités)	5.21	5.07	5.07**	5.21
Revenu	Moins de 12 000 €	5.56	5.65	5.44***	5.73***
	12 000-19 999 € (*Réf.*)	5.48	5.38	5.03	4.73
	20 000-29 999 €	4.58***	4.70***	4.55***	4.36**
	30 000 € et plus	3.78***	3.76***	3.87***	3.92***
	Non réponses (différence non testée)	4.72	4.53	4.93	5.06
Études	Pas d'études supérieures (*Réf.*)	5.24	5.24	5.00	4.87
	Études supérieures	4.72***	4.69***	4.51***	4.40***
Préférences	Averses au risque (*Réf.*)	5.04	5.01	4.77	4.69
	Goût pour le risque	4.72*	4.90	4.61	4.53
	Prévoyants (*Réf.*)	4.94	4.96	4.66	4.56
	Imprévoyants	5.56***	5.31	5.39***	5.7***
Situation maritale	Célibataire, divorcé, veuf (*Réf.*)	5.08	4.98	4.85	4.73
	Mariés, en concubinage, pacsés	4.96	5.02	4.67**	4.64
Enfants	Pas d'enfant à charge (*Réf.*)	4.92	4.89	4.67	4.54
	Enfants à charge	5.11**	5.10	4.83**	4.81
Santé	En mauvaise santé (*Réf.*)	5.32	5.43	5.24	5.41
	En bonne santé	4.96***	4.95*	4.69***	4.58***
Carrière	Sans carrière irrégulière (*Réf.*)	4.79	4.80	4.55	4.38
	Avec carrière irrégulière	5.6***	5.66***	5.57***	5.77***
	Sans arrêt pour chômage (*Réf.*)	4.66	4.67	4.44	4.22
	Avec arrêt pour chômage	5.30***	5.27***	5.05***	5.05***
	Sans autres arrêts (*Réf.*)	4.90	4.91	4.56	4.51
	Avec d'autres arrêts	5.27***	5.27*	5.14***	4.98**
Connaissance de ses droits	Mauvaise connaissance (score <2) (*Réf.*)	5.15	5.17	5.07	5.13
	Bonne connaissance (score ≥ 2)	4.69***	4.65***	4.36***	4.25***

Note : Le score moyen pour les individus partageant une caractéristique est comparé au score moyen des individus ayant la caractéristique de référence et appartenant au même champ à la même date. *** Indique que la différence entre les deux scores moyens est significative au seuil de 1%, ** au seuil de 5%, * au seuil de 10%.
Lecture : les personnes interrogées non retraitées ont un score moyen d'inquiétude concernant leurs droits personnels à une pension de 5.01 en 2012 et de 4.62 en 2020.
Source et champ : Pat€r-2012 et Pat€r-2020. Répondants aux vagues 2012 et 2020 non retraités.

ANNEXE 3

RÉSULTATS COMPLÉMENTAIRES DES RÉGRESSIONS POUR LES VARIABLES DE CONTRÔLE

Tableau A3-1 – **Estimations du score de connaissance et du score d'inquiétude de ses droits propres**

	Score de connaissance des droits personnels			Score d'inquiétude des droits personnels			
	Avec variables de contrôle	DAI en tranches	Âge continu	Avec variables de contrôle	DAI en tranches	Âge continu	Avec connais-sance
	(2)	(3)	(4)	(2)	(3)	(4)	(5)
Statut (*Réf. : statut privé*)							
Public	0.275***	0.277***	0.288***	−0.162**	−0.163**	−0.176**	−0.132*
	(0.040)	(0.040)	(0.039)	(0.078)	(0.078)	(0.078)	(0.079)
Indépendant	−0.011	−0.010	−0.034	0.069	0.068	0.092	0.068
	(0.067)	(0.067)	(0.066)	(0.113)	(0.113)	(0.113)	(0.113)
Demandeurs d'emplois et inactifs	−0.180***	−0.181***	−0.268***	−0.023	−0.024	0.149	−0.044
	(0.056)	(0.056)	(0.060)	(0.099)	(0.099)	(0.111)	(0.100)
Revenu annuel net (*Réf. : 12 000-19 999 € ou non renseigné*)							
< à 12 000 €	−0.151***	−0.152***	−0.168***	0.186**	0.186**	0.204***	0.169**
	(0.042)	(0.042)	(0.041)	(0.072)	(0.072)	(0.072)	(0.072)
20 000-29 999 €	0.176***	0.175***	0.189***	−0.425***	−0.425***	−0.450***	−0.405***
	(0.044)	(0.044)	(0.044)	(0.077)	(0.077)	(0.077)	(0.077)
30 000 € et plus	0.283***	0.282***	0.286***	−1.038***	−1.037***	−1.053***	−1.006***
	(0.049)	(0.049)	(0.049)	(0.094)	(0.094)	(0.094)	(0.094)
A fait des études supérieures	0.126***	0.127***	0.144***	−0.200***	−0.201***	−0.208***	−0.186***
	(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.064)	(0.064)	(0.064)	(0.064)
Goût du risque	0.026	0.027	0.023	−0.154*	−0.154*	−0.145*	−0.151*
	(0.043)	(0.043)	(0.043)	(0.081)	(0.081)	(0.081)	(0.081)
Imprévoyant	−0.087*	−0.085*	−0.083*	0.388***	0.388***	0.393***	0.378***
	(0.047)	(0.047)	(0.046)	(0.088)	(0.088)	(0.088)	(0.087)
En couple	0.063*	0.061*	0.055	−0.146**	−0.145**	−0.160**	−0.139**
	(0.036)	(0.036)	(0.036)	(0.062)	(0.062)	(0.063)	(0.062)
A des enfants à charge	−0.131***	−0.129***	−0.057	0.185***	0.184***	0.129*	0.170***
	(0.037)	(0.037)	(0.037)	(0.066)	(0.066)	(0.067)	(0.066)
Est en bonne santé	0.238***	0.238***	0.255***	−0.182**	−0.182**	−0.196**	−0.155*
	(0.049)	(0.049)	(0.049)	(0.088)	(0.088)	(0.088)	(0.089)
Carrière irrégulière	−0.124***	−0.124***	−0.112***	0.461***	0.461***	0.442***	0.447***
	(0.040)	(0.040)	(0.040)	(0.072)	(0.072)	(0.072)	(0.072)
A connu des interruptions pour chômage	0.012	0.014	0.025	0.286***	0.285***	0.263***	0.287***
	(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.062)	(0.062)	(0.062)	(0.062)
A connu des interruptions pour d'autres raisons	−0.044	−0.043	−0.060	−0.035	−0.035	−0.024	−0.040
	(0.038)	(0.038)	(0.038)	(0.067)	(0.067)	(0.067)	(0.067)

Note : estimation d'un modèle linéaire par les moindres carrés ordinaires. Les écarts-types sont entre parenthèses. * Indique que le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.
Source et champ : enquêtes Pat€r 2012 et 2020. Hors retraités, soit 3 895 observations.

Tableau A3-2 – **Estimation de la variation du score de connaissance de ses droits personnels**

	Sans âge		Sans constante		DAI en tranches	
	(1)		(2)		(3)	
Réf. : revenu annuel net : 12 000-19 999 € et revenu non renseigné						
Revenu annuel net : < à 12 000 €	−0.116	(0.120)	−0.098	(0.126)	−0.182	(0.133)
Revenu annuel net : 20 000-29 999 €	0.069	(0.119)	0.111	(0.120)	0.153	(0.120)
Revenu annuel net : 30 000 € et plus	0.029	(0.174)	0.074	(0.176)	0.091	(0.175)
Goût du risque	−0.148	(0.130)	−0.099	(0.137)	−0.132	(0.137)
Imprévoyant	−0.142	(0.152)	−0.161	(0.152)	−0.219	(0.150)
En couple	0.353***	(0.131)	0.435***	(0.134)	0.501***	(0.142)
A des enfants à charge	−0.156	(0.127)	−0.178	(0.133)	−0.088	(0.134)
Est en bonne santé	0.059	(0.160)	0.013	(0.151)	0.005	(0.154)
Carrière irrégulière	−0.141	(0.102)	−0.114	(0.106)	−0.119	(0.106)
A connu des interruptions pour chômage	0.121	(0.111)	0.146	(0.115)	0.147	(0.115)
A connu des interruptions pour d'autres raisons	−0.163	(0.124)	−0.067	(0.127)	−0.015	(0.127)

Note : estimation d'un modèle linéaire en différence première. Les régressions sont réalisées sous R à l'aide de la procédure « plm », de la spécification du modèle « fd » (différence première) et d'un redressement de la variance des résidus avec la méthode d'Arellano. Les valeurs entre parenthèses sont les écart-types robustes. * Indique que le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.
Source et champ : enquêtes Pat€r 2012 et 2020. Répondants communs aux deux vagues hors retraités, soit 444 observations.

Tableau A3-3 – **Estimation de la variation du score d'inquiétude pour ses droits personnels**

	Sans âge		Sans constante		DAI en tranches		Avec connaissance	
	(1)		(2)		(3)		(4)	
Réf. : revenu annuel net : 12 000-19 999 € et revenu non renseigné								
Revenu annuel net : < à 12 000 €	0.262	(0.197)	0.278	(0.200)	0.295	(0.201)	0.259	(0.195)
Revenu annuel net : 20 000-29 999 €	0.068	(0.183)	0.041	(0.184)	0.038	(0.184)	0.061	(0.183)
Revenu annuel net : 30 000 € et plus	0.280	(0.250)	0.282	(0.255)	0.269	(0.252)	0.296	(0.253)
Goût du risque	0.329	(0.273)	0.331	(0.274)	0.364	(0.273)	0.313	(0.274)
Imprévoyant	0.069	(0.282)	0.110	(0.278)	0.101	(0.280)	0.080	(0.281)
En couple	−0.460**	(0.234)	−0.512**	(0.228)	−0.546**	(0.230)	−0.431*	(0.235)
A des enfants à charge	0.033	(0.189)	0.013	(0.192)	0.005	(0.188)	−0.020	(0.191)
Est en bonne santé	−0.029	(0.280)	−0.018	(0.280)	−0.019	(0.280)	−0.016	(0.276)
Carrière irrégulière	0.335	(0.221)	0.347	(0.221)	0.335	(0.222)	0.326	(0.221)
A connu des interruptions pour chômage	0.191	(0.235)	0.160	(0.233)	0.186	(0.233)	0.188	(0.233)
A connu des interruptions pour d'autres raisons	0.163	(0.203)	0.084	(0.201)	0.110	(0.199)	0.072	(0.202)

Note : estimation d'un modèle linéaire en différence première. Les régressions sont réalisées sous R à l'aide de la procédure « plm », de la spécification du modèle « fd » (différence première) et d'un redressement de la variance des résidus avec la méthode d'Arellano. Les valeurs entre parenthèses sont les écart-types robustes. * Indique que le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.
Source et champ : enquêtes Pat€r 2012 et 2020. Répondants communs aux deux vagues hors retraités, soit 444 observations.

Les perspectives financières du système de retraite et du niveau de vie des retraités à l'horizon 2070

Financial Outlook for the Pension System and the Standard of Living of Pensioners by 2070

Frédérique Nortier-Ribordy*

Résumé – Les perspectives d'évolution de la part des dépenses de retraite dans le PIB dépendent fortement des hypothèses de productivité pour le futur. Si la productivité du travail augmentait de 1.6 % par an en moyenne, le ratio dépenses de retraite/PIB serait stable ou en diminution à partir de 2032 et s'établirait en 2070 à 12.1 %, contre 14.7 % si elle n'augmentait que de 0.7 %. Cette stabilité ou même diminution de la part des dépenses de retraite peut sembler contre-intuitive au regard du vieillissement attendu de la population. Le recul de l'âge de départ à la retraite de 62 ans à 64 ans, du fait des réformes déjà votées, et la moindre augmentation des pensions relativement aux revenus d'activité viendraient en effet contrebalancer l'effet de ce vieillissement. Le niveau de vie des retraités serait ainsi compris, en 2070, entre 75.5 % et 87.2 % du niveau de vie de l'ensemble de la population, alors que ces niveaux sont restés globalement équivalents depuis le début des années 2000.

Abstract *– The outlook for changes in the share of pension expenditure in GDP depends heavily on assumptions of future productivity. If labour productivity were to increase by an average of 1.6% per year, the ratio of pension expenditure to GDP would be stable or decreasing from 2032, to settle at 12.1% in 2070, compared to 14.7% if productivity were to increase by only 0.7%. This stability or even decrease in the share of pension expenditure may seem counter-intuitive in view of the expected ageing of the population. The increase in the retirement age from 62 to 64, as a result of reforms adopted, and the smaller increase in pensions compared to earned income would, in effect, counterbalance this ageing. The standard of living of pensioners would thus be between 75.5% and 87.2% of the standard of living of the whole population in 2070, whereas it has been broadly equivalent since the early 2000s.*

JEL : H55, I38, J12, J14
Mots-clés : retraite, niveau de vie, démographie, dépenses publiques
Keywords: retirement, standard of living, demographics and public spending

**Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites.* Correspondance : *frederique.nortier-ribordy@cor-retraites.fr*

L'autrice tient à remercier Emmanuel Bretin, secrétaire général du COR et Anthony Marino, chef du bureau retraite de la Drees, pour leurs conseils lors de la rédaction de cet article.

Reçu en décembre 2022, accepté en janvier 2023.
Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

Citation: Nortier-Ribordy, F. (2023). Financial Outlook for the Pension System and the Standard of Living of Pensioners by 2070. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 538, 89–105. doi: 10.24187/ecostat.2023.538.2094

Depuis une trentaine d'années, les retraites occupent une place importante dans le débat public : un certain nombre de réformes ont été proposées ou votées, déclenchant d'importants mouvements sociaux, et de nombreux rapports ont porté un diagnostic sur les perspectives du système de retraite[1]. Ces perspectives doivent s'inscrire sur un temps long : la retraite est une opération qui se construit et se déroule sur l'ensemble du cycle de vie et les réformes montent en charge relativement lentement. Jusqu'au début des années 2000, ces rapports ne faisaient pas forcément consensus entre les parties prenantes, gouvernement et partenaires sociaux en particulier. La création du Conseil d'orientation des retraites (COR) en 2000 visait à corriger cet écueil en associant des parlementaires, des partenaires sociaux, des experts et des représentants de l'État aux différentes étapes de réalisation des projections (choix des hypothèses et validation des résultats). Cette élaboration commune sur les perspectives du système de retraite, qui reste une spécificité française, permet de dégager un consensus sur le diagnostic et de cadrer les débats lors des projets de réforme.

L'une des missions assignées au COR dès sa création est ainsi « de décrire les évolutions et les perspectives à moyen et long terme des régimes de retraite légalement obligatoires, au regard des évolutions économiques, sociales et démographiques, et d'élaborer […] des projections de leur situation financière. »[2] Cette mission a été renforcée par la loi du 20 janvier 2014, garantissant l'avenir et la justice du système de retraites, qui prévoit la réalisation par le COR d'un rapport annuel sur le système de retraite, permettant au Comité de suivi des retraites (CSR) de déterminer si le système de retraite s'éloigne ou non de manière significative de ses objectifs, notamment celui de pérennité financière et de niveau de vie satisfaisant des retraités.

L'objet de cet article est de présenter les principaux résultats des projections financières et de niveau de vie des retraités à l'horizon 2070, élaborées pour le rapport annuel du COR publié en septembre 2022 (Conseil d'orientation des retraites, 2022). Ces projections ont servi de base aux débats sur le projet de réforme du gouvernement examiné début 2023, dont la mise en œuvre a été annoncée pour l'été 2023.

Dans la mesure où l'avenir est par nature incertain, à court comme – à plus forte raison – à moyen et long termes, réaliser des projections nécessite de formuler des hypothèses sur les évolutions règlementaires[3], démographiques et économiques dont dépend le système de retraite. La situation projetée du système de retraite français comme la pension relative des retraités par rapport aux revenus des actifs sont particulièrement sensibles aux évolutions démographiques et économiques (encadré 1). La première partie revient sur ces hypothèses et en particulier celles des quatre scénarios retenus par le COR, qui se différencient selon l'hypothèse de productivité du travail retenue[4]. La deuxième partie présente l'évolution de la part des dépenses de retraite dans le PIB et ses composantes à l'horizon 2070 selon ces quatre scénarios et la troisième celle du solde entre ressources et dépenses de retraite. La quatrième partie discute de la sensibilité de la situation financière du système de retraite aux différentes hypothèses démographiques et économiques. Enfin, la cinquième et dernière partie revient sur l'évolution du niveau de vie des retraités.

1. Les hypothèses de projection retenues par le COR

Pour élaborer ses projections, le COR retient comme hypothèses démographiques et de population active les scénarios centraux de l'Insee. Le choix des cibles économiques de long terme (croissance de la productivité du travail et taux de chômage) est, quant à lui, le fruit d'une discussion et d'un consensus entre les membres du COR, consensus construit à partir des travaux et études disponibles en la matière (encadré 2). Un choix d'hypothèses contrastées s'impose, compte tenu de la mission du COR d'éclairer le débat public sur les retraites de la manière la plus ouverte possible. Il communique donc des informations sur la situation projetée des retraites aussi bien dans des scénarios économiques volontaristes, supposant des ruptures de tendance par rapport au passé récent, que dans des scénarios plus pessimistes. Dans ce cadre, balayer un large champ des possibles rend moins cruciale la question de savoir si certaines hypothèses économiques sont plus pertinentes

1. Pour les plus connus : Commissariat général du Plan (1991), Charpin (1999) et Insee (1990).

2. 1° de l'article L114-2 du code de la sécurité sociale.

3. Dans la mesure où l'un des usages des projections est d'éclairer la prise de décision sur d'éventuelles modifications des règles de retraite, il est nécessaire de connaître les évolutions spontanées qui auraient lieu en l'absence de telles modifications. Pour cela, le COR réalise ses projections « à législation inchangée », c'est-à-dire en ne tenant compte que des règles de retraite d'ores et déjà actées, et ne cherche pas à anticiper d'éventuelles futures réformes des retraites, réformes qui en outre feraient difficilement consensus entre ses membres.

4. Certaines hypothèses sont plus mises en avant que d'autres, afin de ne pas avoir trop de résultats qui rendraient la lecture de la situation financière du système de retraite impossible. C'est ainsi le cas des hypothèses de productivité du travail ayant des effets cumulatifs à l'horizon de la projection, compte tenu de l'indexation des droits et des pensions sur les prix.

ENCADRÉ 1 – **Pourquoi les hypothèses démographiques et économiques sont-elles nécessaires ?**

La part des dépenses de retraite dans le PIB se calcule comme :

$$\text{Part des dépenses} = \frac{\textit{Dépenses de retraite}}{\textit{PIB}}$$

À partage de la richesse constant entre capital et travail, l'évolution de la part des dépenses de retraite dans le PIB peut alors s'écrire de la façon suivante :

$$\Delta\, \textit{part des dépenses} = \Delta\left(\frac{\textit{Nombre de retraités}}{\textit{Nombre de cotisants}}\right) \times \Delta\left(\frac{\textit{Pension moyenne}}{\textit{Revenu moyen d'activité}}\right)$$

L'évolution de la part des dépenses de retraite dans le PIB va ainsi dépendre de deux facteurs qui sont fonction des conditions démographiques et économiques (sur lesquelles les pilotes du système de retraite n'ont en première approche pas d'influence directe) et des règles propres du système de retraite (qui relèvent, elles, de son pilotage).

Le rapport entre le nombre de cotisants et le nombre de retraités (ou rapport démographique) dépend des conditions démographiques (fécondité, mortalité et solde migratoire), des comportements d'activité à tous les âges de la vie et du taux de chômage. L'évolution « spontanée » de ce rapport peut être contrebalancée par les règles du système de retraite (notamment celles qui jouent sur les âges effectifs de départ à la retraite).

Le rapport entre la pension moyenne de l'ensemble des retraités et le revenu d'activité moyen de l'ensemble des personnes en emploi (ou pension relative) dépend du cadre économique général (notamment de la productivité du travail) mais aussi des règles qui déterminent les montants de pension (règles de calcul des pensions à la liquidation, règles d'indexation des droits et des pensions, etc.).

Avec une évolution prenant en compte ces deux facteurs, à taux de cotisation constant, la part des dépenses de retraite dans le PIB devient ainsi indépendante des effets des chocs démographiques (natalité, migrations) ou économiques (chômage, productivité) alors que le système de retraite français est actuellement particulièrement sensible à l'hypothèse de croissance retenue, du fait de l'indexation sur les prix, et aux évolutions démographiques qui ne sont que partiellement prises en compte dans le calcul des droits et des pensions[(i)], comme l'ont souligné le CSR et les travaux académiques (Blanchet *et al.,* 2016).

(i) L'allongement de la durée d'assurance prévu dans la loi de 2003 prévoyait que les gains d'espérance de vie étaient partagés entre 2/3 pour la durée de cotisation et 1/3 pour la retraite.

ENCADRÉ 2 – **Le choix des hypothèses de productivité du travail**

Le COR a souhaité engager en 2021 un processus de réflexion et de discussion autour des scénarios de croissance de long terme associant un large panel d'experts, afin de garantir la richesse des débats et la variété des points de vue. En effet, le rythme de croissance de la productivité horaire du travail a atteint en France le niveau le plus bas observé depuis un siècle (hors les périodes de guerre) et ce ralentissement est constaté pour bon nombre de pays développés. Les débats entre économistes se multiplient ainsi quant aux raisons de ce ralentissement et aux perspectives d'évolution de la productivité dans le futur en France, et restent très partagés entre « techno-optimistes » et « techno-pessimistes » sur l'avenir des gains de productivité – notamment sur la possibilité ou non d'un choc positif de productivité lié à la révolution numérique.

Au terme des discussions, un consensus entre les membres du COR s'est dégagé pour une révision à la baisse des cibles de productivité par rapport à celles qui étaient utilisées dans les exercices précédents. Les projections du système de retraite sont désormais déclinées selon quatre scénarios de productivité : 1.0 % et 1.3 % qui étaient deux hypothèses déjà retenues précédemment et deux nouvelles hypothèses de 0.7 % et 1.6 %, associé à un taux de chômage unique. Le scénario 1.0 % est ainsi devenu un scénario intermédiaire et non plus un scénario extrême. L'hypothèse la plus favorable correspond à la croissance de la productivité horaire sur longue période (1982-2019), la moins favorable correspond à la productivité horaire moyenne enregistrée au cours de la dernière décennie (2009-2019). Les hypothèses intermédiaires (1.0 % et 1.3 %) reflètent, quant à elle, la croissance de la productivité respectivement au cours des 20 et 30 dernières années en France.

que d'autres – question qui serait centrale si un scénario unique devait être retenu.

Une fois le cadre démographique et économique d'ensemble fixé, et comme le système de retraite français est composé de plus de quarante régimes ayant chacun des règles de calcul et des taux de cotisation propres, il est nécessaire de le décliner par régime. Cette déclinaison est particulièrement importante pour les régimes de la fonction publique, compte-tenu des spécificités du mode de calcul de la pension et du taux de cotisation.

1.1. Les hypothèses démographiques et de population active

Les hypothèses de projection du COR sont bâties à partir du scénario central des hypothèses démographiques et de population active de l'Insee (Algava & Blanpain, 2021 ; Bechichi

et al., 2022). Des tests de sensibilité sont étudiés sur chacun des composants démographiques : fécondité, mortalité et solde migratoire[5]. En revanche, aucune variante de taux d'activité n'est étudiée.

Les projections démographiques de l'Insee publiées en novembre 2021 actualisent celles de 2016 en intégrant les évolutions démographiques récentes. Par rapport à 2016, les hypothèses centrales de fécondité et d'espérance de vie ont été révisées à la baisse (Blanpain & Buisson, 2016)[6].

La fécondité est supposée s'établir à 1.8 enfant par femme dès 2022 (tableau 1), soit une hypothèse moins favorable que celle précédemment retenue (1.95 enfant par femme). Deux hypothèses alternatives sont étudiées : une hypothèse basse où la fécondité diminuerait de 1.8 en 2022 à 1.6 en 2030 et se stabiliserait à ce niveau jusqu'en 2070 et une hypothèse haute où elle progresserait jusqu'à 2 entre 2022 et 2030 pour se stabiliser ensuite. L'éventail des hypothèses envisagées demeure ainsi en deçà du seuil de renouvellement des générations.

La mortalité continuerait à baisser en projection, mais moins fortement que dans les projections faites en 2016. Dans le scénario central, l'espérance de vie à 60 ans des femmes atteindrait 31.3 ans en 2070, soit 2.3 ans de moins que ce qui était prévu en 2016. Celle des hommes atteindrait 29.3 ans, soit 1.7 an de moins. L'Insee a en effet pris en compte le ralentissement des gains d'espérance de vie observé depuis 2014. Entre 2014 et 2019, l'espérance de vie à 60 ans n'a progressé que de 0.1 année pour les femmes et 0.3 année pour les hommes[7] (contre 1.5 an à 2 ans par décennie avant 2014). Des hypothèses alternatives sont également considérées : dans l'hypothèse basse, hommes et femmes vivraient 2.8 ans de moins à 60 ans en 2070, dans l'hypothèse haute, les femmes vivraient 3.1 ans de plus et les hommes 3 ans.

Le solde migratoire est la différence entre le nombre de personnes entrées sur le territoire et le nombre de personnes qui en sortent au cours d'une année. Il est par nature assez volatil et ainsi difficile à prévoir. L'hypothèse retenue par l'Insee a été maintenue à +70 000 dans les projections démographiques 2021-2070, avec une variante basse à +20 000 et une variante haute à +120 000. La structure par âge du solde migratoire a cependant été modifiée pour tenir compte des évolutions récentes : l'âge moyen des entrées nettes serait ainsi plus tardif (Conseil d'orientation des retraites, 2022).

S'agissant de la population active, les projections du COR s'appuient également sur le scénario des dernières projections de l'Insee, qui prolonge les grandes tendances démographiques et d'activité (Bechichi *et al*., 2022). Le nombre d'actifs a augmenté de 0.5 % en moyenne par an entre 2002 et 2021, année où la population active a atteint 30.1 millions. Le départ progressif à la retraite des générations du *babyboom* à compter de 2006 a partiellement été compensé par la hausse de l'activité des seniors liée au recul de l'âge de départ à la retraite, par l'augmentation de l'activité féminine et, dans une moindre mesure, par celle des jeunes. Selon les nouvelles projections de l'Insee, la population active continuerait de progresser durant les deux décennies à venir, à un rythme plus lent (0.1 % par an en moyenne). La tendance s'inverserait à partir de 2040, avec une baisse annuelle moyenne de 0.1 %. La population active passerait par un

5. Les taux d'activité par tranche d'âge et genre du scénario central de l'Insee sont appliqués à la population étudiée dans la variante pour obtenir la population active.

6. Le COR avait, pour une large part, anticipé ce recul en retenant dès 2021 pour son rapport annuel les hypothèses basses de fécondité et d'espérance de vie de l'exercice de projections démographiques précédent, tout en conservant l'hypothèse centrale de solde migratoire. Ce choix est confirmé a posteriori *puisque le scénario central des nouvelles projections démographiques de l'Insee se révèle très proche du scénario combinant fécondité basse, espérance de vie basse et solde migratoire central de l'exercice précédent.*

7. Soit, en prolongeant cette tendance, seulement 0.2 an et 0.6 an par décennie pour les femmes et pour les hommes.

Tableau 1 – **Hypothèses des projections de population de l'Insee de 2016 et 2021**

Hypothèses	2016 central	2021		
		Central	Bas	Haut
Fécondité	1.95 sur toute la période	1.80 à partir de 2023	1.60 à partir de 2030	2.00 à partir de 2030
Espérance de vie des femmes à 60 ans	32.5 ans en 2060 et 33.6 ans en 2070	31.3 ans en 2070	28.5 ans en 2070	34.4 ans en 2070
Espérance de vie des hommes à 60 ans	29.7 ans en 2060 et 31 ans en 2070	29.3 ans en 2070	26.5 ans en 2070	32.3 ans en 2070
Solde migratoire	+70 000 sur toute la période	+70 000 par an sur toute la période	+20 000 par an sur toute la période	+120 000 par an sur toute la période

Source : Insee, projections de population 2013-2070 et 2021-2070.

pic de 30.5 millions d'actifs en 2040, avant de décroître jusqu'à 29.2 millions en 2070. Le repli au-delà de 2040 s'explique essentiellement par la diminution de la population en âge de travailler, les comportements d'activité étant stabilisés.

1.2. Les hypothèses à long terme de productivité du travail et de taux de chômage

Outre des hypothèses démographiques et des hypothèses d'activité, faire des projections sur les retraites nécessite de faire des hypothèses sur la croissance de la productivité horaire du travail et sur le taux de chômage. L'évolution de la productivité détermine en effet l'évolution des salaires et *in fine* des pensions, tandis que celle du taux de chômage détermine l'emploi à population active donnée (tableau 2). À partir de ces hypothèses, il est alors possible de déduire la croissance du PIB qui est égale au produit de la croissance de la productivité apparente du travail par tête et de l'emploi, le COR faisant l'hypothèse que le partage de la valeur ajoutée entre salaires et rémunération du capital et la durée du travail sont stables en projection.

Les scénarios, construits par la Direction générale du Trésor, distinguent trois périodes (Direction générale du Trésor, 2021). À court terme (2022-2027), comme le prévoit la loi, les hypothèses sont celles retenues par le gouvernement dans le programme de stabilité pour 2022 (Direction générale du Trésor, 2022). À long terme (à partir de 2032), les cibles fixées par le COR sur l'évolution de la productivité du travail et du taux de chômage déterminent la croissance du PIB. Le taux de chômage est supposé se stabiliser à partir d'une certaine date, son impact devient donc constant à long terme. La croissance de la productivité du travail et celle des rémunérations par tête sont à l'inverse des processus cumulatifs, leur impact augmente donc au cours du temps. C'est pourquoi le COR retient quatre scénarios de gains de productivité horaire du travail de long terme (scénario 0.7 %, scénario 1.0 %, scénario 1.3 % et scénario 1.6 %) associés à une seule hypothèse sur le taux de chômage.

Entre les deux périodes (2022-2027 et 2032-2070), la transition est progressive et peut engendrer certains artefacts dans la croissance si les cibles de long terme se révèlent éloignées des hypothèses de court terme. Le gouvernement prévoit ainsi dans le Programme de Stabilité 2022 que le plein emploi serait atteint en 2027 et que le taux de chômage s'établirait à 5 % à cette date, soit deux points de moins que la cible retenue par le COR pour son rapport annuel (7 %). Comme l'emploi découle du taux de chômage dans la construction des scénarios du COR, la hausse du chômage se traduit mécaniquement par des pertes d'emploi qui engendrent un ralentissement très net dans la croissance sur les années 2027-2032[8]. Les hypothèses du programme de stabilité n'étaient pas encore connues lors du choix par les membres du COR de l'hypothèse de chômage à long terme, et ces derniers ont « préféré conserver son hypothèse de 7 %, s'étant souvent vu reprocher l'excès d'optimisme de son hypothèse basse à 4.5 % », comme le note le CSR dans son neuvième avis (Comité de suivi des retraites, 2022). Or, rien ne permet d'anticiper que la conjoncture économique sera particulièrement déprimée sur la période 2027-2032. Le CSR note ainsi que « le caractère artificiel du raccordement dans l'hypothèse 7 % pose évidemment problème » et juge qu'il « serait utile au débat public de disposer d'un petit jeu de projections complémentaires corrigeant *a minima* ce défaut de raccordement […] (les résultats étant de toute façon moins dépendants des hypothèses de chômage que de productivité). Ces projections en profiteraient pour intégrer l'évolution des prévisions de croissance à très court-terme » ; le CSR relevant que les prévisions de court terme peuvent, au contraire, apparaître optimistes au regard du contexte international et de l'inflation actuelle. C'est pourquoi l'ensemble des résultats financiers sont présentés ici avec un taux de chômage de 4.5 % à partir

8. Cette rupture de tendance n'apparait pas dans les rapports précédents. Par exemple, en 2021, le programme de stabilité prévoyait un taux de chômage égal à 8.4 % en 2027. L'atteinte des cibles de croissance à long terme était ainsi linéaire sur la période 2027-2032.

Tableau 2 – **Hypothèses de long terme dans les scénarios et variantes du COR**

Taux de chômage (%)	Croissance annuelle de la productivité du travail (valeurs de long terme atteintes à partir de 2032)			
	0.7 %	1.0 %	1.3 %	1.6 %
4.5	Scénario 0.7 %	Scénario 1.0 %	Scénario 1.3 %	Scénario 1.6 %
7.0		Variante (7 % - 1.0 %)		

Source : hypothèses COR 2022.

de 2032[9]. En revanche, il n'a pas été possible d'intégrer de nouvelles prévisions de court terme, celles-ci étant du ressort de la DG Trésor.

Pour apprécier la sensibilité des résultats des projections à l'hypothèse de chômage, l'hypothèse d'un taux de chômage de 7 % à terme est néanmoins étudiée. Cette variante est couplée, par convention, au scénario de croissance de la productivité de 1.0 % sans que cela donne à ce scénario un rôle de scénario central.

1.3. Les hypothèses relatives à la fonction publique

Une fois les hypothèses démographiques et économiques fixées, celles-ci sont décomposées en hypothèses d'effectifs de cotisants et d'assiette moyenne par tête pour chaque régime afin de tenir compte des dynamiques respectives des rémunérations et de l'emploi entre les salariés du privé, les fonctionnaires et les non-salariés. Cette déclinaison est particulièrement importante pour la fonction publique. D'une part, les pensions des fonctionnaires sont calculées sur le traitement indiciaire. Ainsi, plus l'évolution de la valeur du point d'indice est modérée, moins les pensions de retraite à la liquidation des fonctionnaires sont élevées. Cet effet se répercute immédiatement dans les dépenses de retraite puisque c'est le traitement des six derniers mois qui sert de référence pour le calcul des pensions des fonctionnaires, alors qu'il serait plus diffus dans le temps pour les salariés du privé où le calcul des pensions prend en compte l'ensemble de la carrière. D'autre part, comme les cotisations employeur sont plus élevées dans la fonction publique que dans le secteur privé, du fait de la contribution d'équilibre versée pour le régime de la fonction publique de l'État et d'un taux de cotisation plus élevé que dans le privé pour le régime des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers (CNRACL), toute déformation du partage de la masse des rémunérations entre le public et le privé a un effet sur la part des ressources affectées au financement du système de retraite[10].

Les hypothèses de rémunérations dans la fonction publique, fournies par la direction du budget du ministère en charge de l'Économie et des Finances, prévoient ainsi des augmentations très modérées des salaires des fonctionnaires dans les années à venir. De 2023 à 2027, la progression annuelle du traitement indiciaire moyen serait limitée à +0.1 % en euros courants, après l'augmentation de 3.5 % de juillet 2022 et hors effets du Ségur de la santé. De 2027 à 2032, le rythme de croissance du traitement indiciaire moyen serait de +0.1 % par an en euros constants et il rejoindrait ensuite entre 2032 et 2037 celui des salaires du privé (entre 0.7 % et 1.6 % selon les scénarios). La part des primes augmenterait de 2027 à 2037, lorsque la croissance du traitement indiciaire rejoindrait celle des salaires du secteur privé. Au-delà de 2037 et jusqu'en 2070, l'évolution serait parallèle dans la fonction publique et le secteur privé.

2. La part des dépenses de retraite dans le PIB diminuerait dans le futur dans trois scénarios sur quatre

Ces hypothèses relatives aux évolutions démographiques et économiques, ainsi que celles sur les emplois et rémunérations dans la fonction publique, permettent de déduire comment vont évoluer les dépenses de retraite entre 2023 et 2070. Par ailleurs, les projections sont réalisées à législation inchangée, le rapport annuel du COR ayant pour vocation de poser un diagnostic partagé entre les membres du conseil sur le système de retraite.

2.1. Une grande sensibilité aux hypothèses de productivité retenues

Avec 345.1 milliards d'euros versés en 2021, les dépenses brutes du système de retraite s'élevaient à 13.8 % du PIB, après avoir exceptionnellement atteint 14.7 % en 2020 du fait de la forte contraction du PIB liée à la crise sanitaire. Si ce niveau peut paraître élevé, il faut toutefois souligner que sans les mesures prises sur les retraites depuis trente ans la part des dépenses de retraite dans le PIB serait plus élevée de l'ordre de 4.3 points de PIB, en particulier du fait de l'indexation des pensions sur les prix[11].

Entre 2002 et 2021, les dépenses de retraite ont augmenté de 2 % en moyenne par an en réel. Cette hausse s'explique principalement par la progression régulière du nombre de retraités (+1.7 % en moyenne annuelle), notamment avec l'arrivée à l'âge de retraite à partir de 2006 des générations nombreuses du *babyboom* et de façon bien moindre par l'augmentation de leur

9. À noter que le gouvernement dans son projet de réforme présenté en conseil des ministres le 23 janvier 2023 retient comme hypothèse le scénario basé sur une croissance de la productivité de 1.0 % et un taux de chômage de 4.5 % à partir de 2032.

10. Avec un système de retraite entièrement financé par cotisations et un même taux de cotisation pour tous les régimes, la part des ressources dans le PIB serait stable dans le temps.

11. À l'horizon 2070, selon l'hypothèse de productivité retenue, l'indexation sur les prix aurait pour conséquence de réduire la part des dépenses de retraite dans le PIB de 3.5 points à 5.5 points, alors que le cumul de toutes les autres mesures prises lors des réformes de 1993, 2003, 2010 et 2014 aurait à cet horizon un effet de 2.4 points à 2.8 points de PIB, un impact très nettement moins dépendant de l'hypothèse de productivité (Marino, 2014 ; Bozio, 2021).

pension moyenne (+0.4 % en moyenne annuelle). La croissance du PIB en volume a quant à elle été nettement moins importante en moyenne annuelle (1.1 %) que celle des dépenses, notamment en raison de la crise économique de 2008-2009 puis de la crise sanitaire de 2020.

En conséquence, la part des dépenses de retraite dans le PIB a progressé de 2.1 points entre 2002 et 2021, passant de 11.7 % à 13.8 % (figure I). Après avoir atteint un point haut en 2014 (14.1 %), la part des dépenses de retraite dans le PIB s'est ensuite régulièrement réduite de 2014 à 2019 (−0.5 point de PIB), en raison de la reprise de l'activité et des mesures prises sur les retraites, en particulier la sous-indexation des pensions. Depuis deux ans, elle est fortement chahutée par la crise sanitaire et ses effets sur le PIB : elle a ainsi progressé de 1.1 point entre 2019 et 2020 avant de redescendre de 0.9 point en 2021 en lien avec la forte reprise de l'activité.

Pour ce qui concerne les perspectives, selon les scénarios, les dépenses de retraite progresseraient en réel entre 1.6 % et 1.7 % en moyenne annuelle sur la période 2022-2032, soit un peu plus que le PIB en volume (entre 1.3 % et 1.6 %). En valeur, c'est-à-dire une fois prises en compte les évolutions des prix, la part des dépenses de retraite dans le PIB augmenterait ainsi plus ou moins sensiblement les dix prochaines années : elle varierait entre 14.2 % et 14.7 % du PIB en 2032, selon les scénarios.

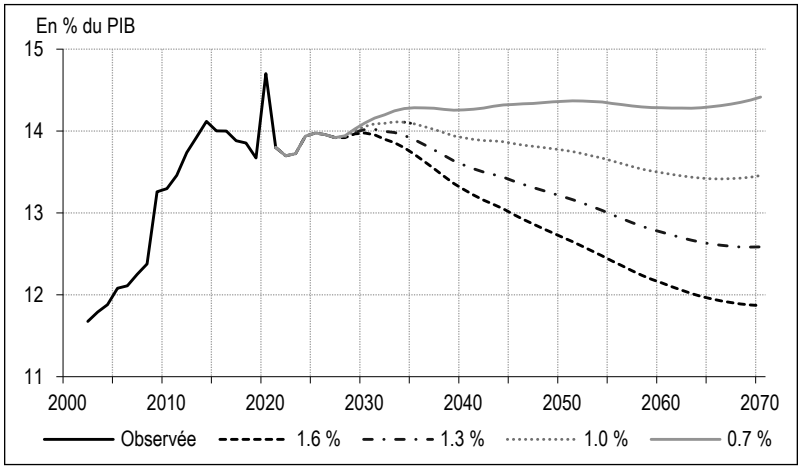
Entre 2033 et 2055, le rythme de croissance des dépenses de retraite ralentirait : il s'échelonnerait entre 0.7 % et 1.0 % par an en réel dans les scénarios 1.0 % à 1.6 %, soit moins que la croissance du PIB en volume qui varierait de 0.9 % à 1.5 %. En conséquence, la part des dépenses de retraite dans le PIB baisserait dans ces trois scénarios et s'établirait entre 12.7 % (scénario 1.6 %) et 13.8 % (scénario 1.0 %) en 2055. Elle se stabiliserait dans le scénario 0.7 %, où les dépenses comme le PIB en volume augmenteraient de 0.6 % en réel par an, et serait alors de 14.7 % du PIB en 2055.

Entre 2056 et 2070, les dépenses de retraite progresseraient en réel légèrement plus que dans la période précédente tandis que le rythme de croissance du PIB serait stable. La part des dépenses de retraite dans le PIB continuerait à baisser, moins rapidement que la période précédente, dans les scénarios où la croissance de la productivité est au moins égale à 1.0 % et elle serait stable dans le scénario 0.7 %. À l'horizon 2070, la part des dépenses de retraite varierait entre 11.9 % du PIB (scénario 1.6 %) et 14.4 % (scénario 0.7 %) contre 13.8 % en 2021. L'écart entre les différentes hypothèses serait ainsi de 2.6 points de pourcentage.

2.2. Les déterminants de la part des dépenses de retraite dans le PIB

À partir de 2032, malgré le vieillissement progressif de la population française, la part des dépenses de retraite dans la richesse nationale serait stable ou en diminution dans le cadre des hypothèses envisagées. Ce résultat peut sembler contre-intuitif au regard du vieillissement attendu de la population. Le rapport entre le nombre de cotisants et le nombre de retraités diminuerait ainsi sensiblement, passant

Figure I – **Part des dépenses du système de retraite dans le PIB observées et projetées avec un taux de chômage de 4.5 % à partir de 2032**



Note : données hors produits et charges financières, hors dotations et reprises sur provisions. À compter de 2020, les comptes de la CRPNPAC (régime complémentaire du personnel navigant de l'aviation civile), sont inclus.
Champ : ensemble des régimes de retraite français légalement obligatoires, y compris FSV, hors RAFP.
Sources : rapports à la CCSS 2002-2021 ; projections COR – septembre 2022.

de 1.7 cotisant par retraité de droit direct[12] en 2021 à environ 1.3 à l'horizon de la projection (figure II-A). Cette baisse s'observerait alors que l'âge conjoncturel de départ à la retraite[13] passerait de 62.3 ans en 2020 à près de 64 ans à partir de la fin des années 2030 du fait des réformes déjà votées. Elle serait également contrebalancée par le fait que la pension moyenne des retraités continuerait de croître en euros constants, mais moins vite que les revenus d'activité moyens. La pension moyenne varierait ainsi entre 33 % (scénario 1.6 %) et 39.9 % (scénario 0.7 %) du revenu d'activité moyen en 2070, contre 50.3 % en 2021 (figure II-B). L'indexation des droits et des pensions sur les prix a pour impact de creuser les écarts entre les pensions (à la fois celles des personnes déjà retraitées et celles des retraités futurs) et les revenus d'activité. L'effet se cumule d'année en année et est d'autant plus fort que la croissance des revenus d'activité est élevée par rapport à l'inflation : la part des dépenses de retraite dans le PIB est ainsi très sensible au rythme de croissance de la productivité du travail réelle et des revenus d'activité réels jusqu'au milieu des années 2050 (Marino, 2014 ; Bozio, 2021).

Cette diminution de la pension moyenne relative ne doit pas être interprétée comme un appauvrissement en termes réels des futures générations de retraités : la pension moyenne continuerait de croître en euros constants avec l'effet *noria*[14], mais moins rapidement que le revenu d'activité moyen : elle progresserait ainsi de 0.2 % (scénario 0.7 %) à 0.6 % (scénario 1.6 %) en moyenne par an, alors que le revenu d'activité moyen augmenterait de 0.7 % à 1.4 % par an entre 2021 et 2070.

2.3. Une décomposition de la part des dépenses de retraite dans le PIB

La part des dépenses de retraite dans le PIB évolue principalement sous l'effet de trois grandes composantes : démographiques, économiques et réglementaires. La décomposition suivante permet d'isoler leur contribution à cette évolution :

- Le rapport démographique traduit le vieillissement de la population, mesuré par le ratio entre le nombre de personnes en âge d'être à la retraite (ici les 60 ans et plus) et celui en âge de travailler (ici les 20-59 ans).
- Le contexte économique prend en compte le partage de la richesse produite et l'inverse du taux d'emploi[15].
- Le taux de retraités reflète l'évolution des âges de départ à la retraite.
- La pension relative est un indicateur du degré de protection offerte par le système de retraite.
- Le résidu prend en compte plusieurs dimensions non couvertes dans la décomposition (écart entre prestations de retraite versées aux retraités et dépenses totales de retraite y compris frais de gestion par exemple).

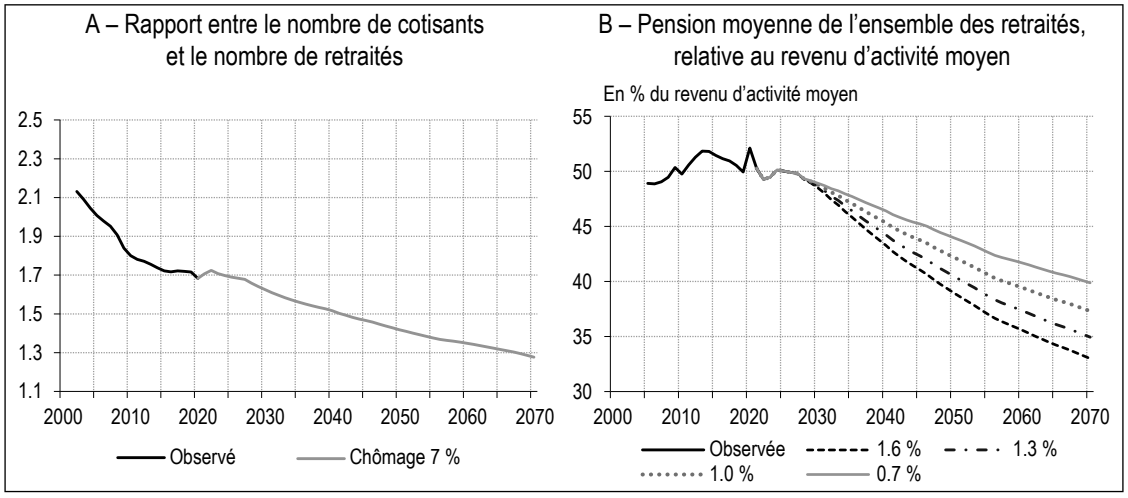
12. Les retraités de droit direct sont les retraités ayant acquis au moins un droit propre de retraite issu de leur cotisation dans un régime de retraite français. Les retraités ne touchant que des pensions de réversion sont donc exclus de cette définition.

13. L'âge conjoncturel de départ à la retraite dépend des probabilités d'être retraité à chaque âge entre 50 et 70 ans. Il correspond à l'âge moyen de départ pour une génération fictive qui aurait, à chaque âge, la même proportion de retraités que celle observée au cours d'une année donnée (Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites, 2015).

14. L'effet noria *désigne l'évolution de la pension moyenne liée au renouvellement de la population des retraités : les nouvelles générations, dont les pensions sont en moyenne plus élevées, remplacent progressivement les générations les plus anciennes aux pensions plus faibles.*

15. L'inverse du ratio retenu ici est légèrement différent du ratio habituel qui rapporte le nombre de personnes âgées de 20 à 59 ans au nombre total de personnes en emploi de ces mêmes âges.

Figure II – **Les déterminants de l'évolution de la masse des pensions**



Lecture : en 2020, 1.7 personne est en emploi pour 1 retraité de droit direct (tous régimes confondus) et le montant brut moyen de pension de l'ensemble des retraités de droit direct représente 50.3 % du revenu d'activité moyen (hors activité partielle).
Champ : ensemble des régimes de retraite français légalement obligatoires, hors RAFP. Retraités ayant au moins un droit direct de retraite.
Source : projections COR, comptes nationaux de l'Insee – Septembre 2022 et DREES, modèle ANCETRE 2020.

$$
\begin{aligned}
&\textit{Part des dépenses de retraite dans le PIB} \\
&= \\
&\left.\frac{\textit{population 60 ans et plus}}{\textit{population 20 - 59 ans}}\right\} \quad \text{❶ Rapport démographique} \\
&\times \\
&\left.\frac{\textit{rémunération moyenne}}{\textit{productivité par tête}} \times \frac{\textit{population 20 - 59 ans}}{\textit{population en emploi}}\right\} \quad \text{❷ Contexte économique} \\
&\times \\
&\left.\begin{aligned}
&\frac{\textit{nombre de retraités de tous âges}}{\textit{population 60 ans et plus}} \quad \Rightarrow \text{Taux de retraités} \\
&\times \\
&\frac{\textit{pension moyenne}}{\textit{rémunération moyenne}} \\
&\times \\
&\textit{résidu} \quad \Rightarrow \text{Pension relative}
\end{aligned}\right\} \quad \text{❸ Règles du système de retraite}
\end{aligned}
$$

La contribution de chacune des composantes (ratio démographique, taux de retraités, etc.) à l'évolution de la part des dépenses de retraite dans le PIB entre l'année n et l'année $n+x$ est calculée de la façon suivante :

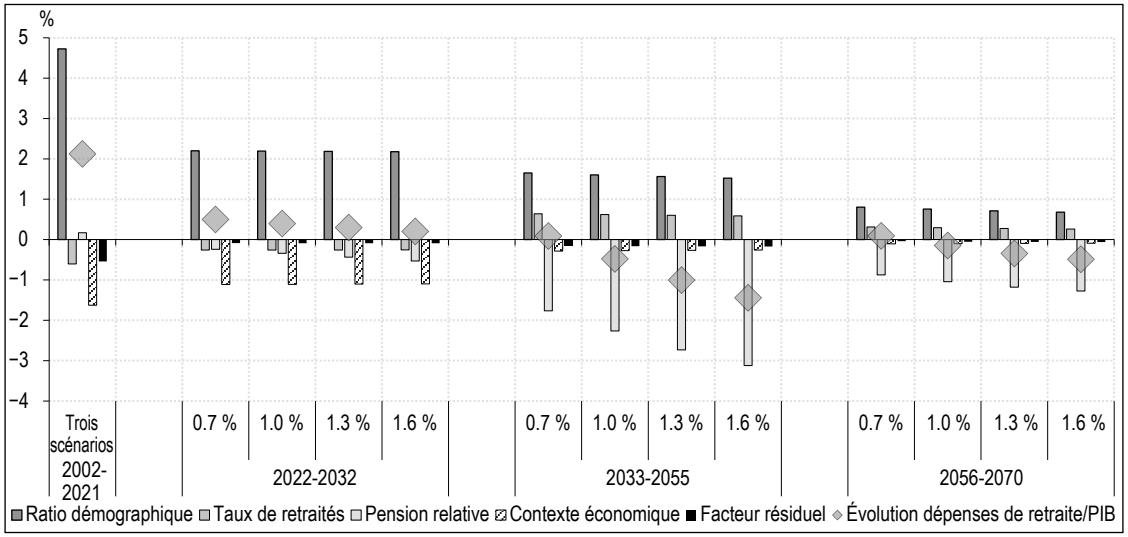
$$
\begin{aligned}
&\textit{Contribution de la composante} \\
&= \frac{\left(\textit{composante}_{n+x} - \textit{composante}_{n}\right)}{\textit{moyenne}\left(\frac{dep_n}{\textit{composante}_n}; \frac{dep_{n+x}}{\textit{composante}_{n+x}}\right)}
\end{aligned}
$$

avec dep_n = part des dépenses de retraite dans le PIB de l'année n.

De 2002 à 2021, le rapport dépenses de retraite/PIB a progressé de 2.1 points de pourcentage, en premier lieu sous l'effet du vieillissement (figure III).

Le rapport démographique est passé de 2.7 à 1.8 sur cette période et a contribué pour 4.7 points à cette progression. Du fait de l'augmentation de l'âge de départ à la retraite, le taux de retraités a contribué négativement (−0.6 point). De même, la hausse des taux d'emploi des femmes comme ceux des hommes de plus de 50 ans a conduit à ce que le contexte économique contribue à faire diminuer le ratio dépenses de retraite/PIB (−1.6 point).

Figure III – **Évolution observée et projetée de la part des dépenses de retraite dans le PIB et contributions à cette évolution**



Note : le ratio démographique du pays correspond au rapport entre la population âgée de 60 ans et plus et celle âgée de 20 à 59 ans. Le marché du travail correspond à l'inverse du taux d'emploi (mesuré comme le nombre total de personnes en emploi rapporté à la population âgée de 20 à 64 ans). Enfin les règles du système de retraite sont appréhendées à travers le taux de retraités (nombre total de retraités rapporté aux personnes âgées de 60 ans et plus) et la pension moyenne relative au revenu moyen d'activité.
Lecture : entre 2022 et 2032, la part des dépenses de retraite dans le PIB progresserait de 0.2 point dans le scénario 1.6 % avec un taux de chômage de 4.5 %. Le contexte économique, le taux de retraités et la pension relative contribueraient à baisser respectivement de 1.1 point, 0.3 point et 0.5 point cette part tandis que le vieillissement démographique contribuerait à l'augmenter de 2.2 points.
Source : projections COR – septembre 2022.

En revanche, la pension relative a été en légère augmentation et a contribué positivement à l'évolution de la part des dépenses de retraite dans le PIB (0.2 point). La pension moyenne a continué de progresser, en raison notamment de l'amélioration de la pension des femmes nouvellement retraitées (liée à des carrières plus longues) mais cette progression a nettement ralenti. D'une part, l'indexation des pensions sur les prix a modéré l'évolution de la pension moyenne des retraités. À ce facteur structurel de ralentissement, se sont ajoutées de moindres revalorisations par rapport à l'inflation sur la période récente (décalage des dates de revalorisation de 2014 à 2018 et sous-indexation en 2019 et 2020 pour les pensions de base ; gel de la valeur du point de 2013 à 2018, puis sous-revalorisation en 2019 et 2020 pour les pensions complémentaires). D'autre part, les taux de remplacement sont en baisse dans l'ensemble des régimes. Dans le régime de base, cette baisse est due à l'indexation des droits sur les prix pour les salariés du privé[16] ; pour les fonctionnaires, elle est à rapprocher de l'augmentation du taux de primes et au gel de la valeur du point d'indice. À l'Agirc-Arrco, elle est liée à la baisse du rendement du régime depuis 1990 : pour un euro de cotisation, les droits acquis sont environ deux fois moins élevés qu'il y a trente ans (Nortier-Ribordy, 2016).

Pour ce qui concerne les perspectives, quel que soit le scénario retenu, entre 2022 et 2032, la part des dépenses de retraite dans le PIB progresserait (de 0.2 point à 0.5 point de PIB). Le vieillissement de la population (dont la contribution est de 2.2 points) serait partiellement compensé par l'augmentation progressive de l'âge de départ à la retraite due à la hausse de la durée d'assurance nécessaire pour obtenir le taux plein. L'amélioration du contexte économique et la baisse du taux de retraités contribueraient ainsi à faire baisser respectivement de 1.1 point et 0.3 point la part des dépenses de retraite dans le PIB. L'évolution de la pension relative aurait une contribution qui se différencierait selon les scénarios de l'ordre de −0.2 point à −0.5 point. La baisse des taux de remplacement se poursuivrait à l'Agirc-Arrco et dans les régimes des fonctionnaires en raison des hypothèses retenues sur les rémunérations dans la fonction publique (augmentation très modérée de la valeur du point d'indice jusqu'en 2037 et progression du taux de primes de 2027 à 2032). Dans le régime de base des salariés du privé, les taux de remplacement continueraient à baisser, en raison de l'indexation des droits sur les prix.

De 2033 à 2055, la part des dépenses de retraite serait quasi stable dans le scénario 0.7 % et en baisse dans les trois autres scénarios (de −0.5 point à −1.5 point). Le rapport démographique continuerait à jouer positivement sur l'évolution de la part des dépenses de retraite dans le PIB (1.6 point à 1.7 point) tandis qu'en l'absence de nouvelles réformes pour augmenter l'âge de la retraite, la contribution du taux de retraités serait positive (0.6 point). Cette contribution positive serait liée au vieillissement de la population retraitée. L'amélioration des taux d'emploi continuerait à avoir un léger effet négatif sur la part des dépenses de retraite dans le PIB (−0.3 point).

La baisse de la part des dépenses de retraite dans le PIB serait ainsi en très large partie imputable à la baisse de la pension relative dont la contribution varierait entre −1.9 point et −3.3 points. Ce constat est inattendu dans le sens où les effets de l'indexation des droits sur les prix devraient se stabiliser durant cette période[17]. D'une part, la croissance modeste des revenus d'activité et le niveau du chômage constatés depuis le début des années 2000 ont des effets sur la constitution des droits à retraite, qui affecteraient de façon retardée le niveau des pensions à la liquidation. Ainsi, la croissance des salaires moyens des 25 années précédentes ne convergerait sur la croissance annuelle du salaire (entre 0.7 % et 1.6 % par an) qu'à partir des années 2050. D'autre part, les effets de la baisse du rendement à l'Agirc-Arrco, qui ne se stabiliserait qu'à partir de 2033, continueraient à se diffuser au fur et à mesure que les générations concernées arriveraient à l'âge de la retraite. Les taux de remplacement continueraient également à baisser dans la fonction publique de l'État, en raison de la baisse du coefficient de proratisation moyen au fil des générations suite aux entrées plus tardives dans le régime de la fonction publique d'État (Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites, 2023).

Enfin, de 2055 à 2070, la part des dépenses de retraite dans le PIB se stabiliserait progressivement dans l'ensemble des scénarios. Le vieillissement démographique serait contrebalancé par la baisse de la pension relative. Cette baisse ne proviendrait quasi plus exclusivement que de l'Agirc-Arrco, et dans une moindre

16. L'augmentation de la durée d'assurance requise pour la liquidation des retraites au taux plein, prévue par les réformes, qui conduit à reculer l'âge de la retraite, a également un impact à la baisse sur les coefficients de proratisation des pensions.

17. En régime stationnaire (croissance des salaires, durée de carrière et durée de retraite constantes), il peut être démontré que la pension moyenne augmente comme le revenu moyen d'activité.

mesure de l'augmentation de la durée de retraite. Comme les pensions des retraités les plus âgés sont en général plus faibles que celles des retraités les plus jeunes du fait de l'effet *noria*, l'allongement de la durée de retraite, qui augmente la part des plus âgés dans les effectifs de retraités, contribue mécaniquement à ralentir la croissance de la pension moyenne.

3. Le solde du système de retraite dépend de la convention retenue

3.1. Comment mesurer les ressources du système de retraite ?

Normalement, un système de retraite fonctionnant par répartition est financé par les cotisations des actifs en emploi prélevées sur leur salaire brut[18] selon un taux de cotisation déterminé. Dans ce cas, de la même façon que les dépenses, les ressources du système de retraite sont facilement projetées une fois les hypothèses démographiques et économiques arrêtées. À taux de cotisation inchangé et dès lors que le partage de la valeur ajoutée entre capital et travail est stable, la part des ressources dans le PIB est stable. L'évolution du solde (écart entre les ressources et les dépenses) qui en résulte ne reflète alors que l'évolution de la part des dépenses de retraite dans le PIB.

Toutefois, en pratique, une partie des ressources du système de retraite provient d'autres sources de financement que les cotisations. 12 % proviennent ainsi de la prise en charge de cotisations par l'État destinées à assurer l'équilibre financier du régime de la fonction publique de l'État et des autres régimes spéciaux (SNCF, RATP, régimes des mines, marins ou encore régime des ouvriers de l'État), 12 % de recettes fiscales (dont la CSG) payées par les actifs et les retraités et 9 % de transferts en provenance des organismes extérieurs. Ces deux dernières sources de financement ont pour objectif de servir à compenser les exonérations et allègements de cotisations sur les bas salaires, certains dispositifs de solidarité (prestations famille ou chômage principalement) ou encore une démographie très défavorable (régimes des agriculteurs exploitants). Ces ressources sont par nature discrétionnaires. En particulier, les ressources en provenance de la branche famille et de l'Unedic diminuent en projection, car les hypothèses prévoient moins d'enfants et de chômeurs que sur les années récentes.

En outre, les taux de cotisation diffèrent selon les régimes. Ils sont en particulier plus élevés à la CNRACL (régime des fonctionnaires des collectivités territoriales et hospitaliers). Or, la part des rémunérations des fonctionnaires des collectivités territoriales (FPT) et hospitalières (FPH) dans l'ensemble des rémunérations diminue par hypothèse, ce qui entraîne une baisse de la part des ressources dans le PIB par effet de structure.

C'est la raison pour laquelle le COR présente les ressources et le solde du système de retraite selon deux conventions comptables concernant le régime de la fonction publique de l'État et les autres régimes spéciaux.

La convention EPR (pour équilibre permanent des régimes) vise à équilibrer le régime des retraites de l'État (mais pas celui des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers) et les régimes spéciaux chaque année. Cette convention reflète la législation actuelle du système de retraite et sert notamment de base aux débats sur les lois de financement de la sécurité sociale. Elle présente l'intérêt d'alerter sur le besoin de financement des régimes ne bénéficiant pas de subventions d'équilibre, mais ne donne par construction aucune indication sur la situation financière des régimes équilibrés financièrement par l'État (près d'un quart des dépenses de l'ensemble du système de retraite).

La convention EEC (pour effort de l'État constant) quant à elle, consiste à stabiliser à la valeur moyenne constatée entre 2017 et 2021 la part dans le PIB des ressources affectées au régime des retraites de l'État et aux régimes spéciaux équilibrés[19]. Cette convention, présentée à titre illustratif, permet de mettre en lumière les redéploiements des flux financiers qu'il serait possible d'opérer entre les régimes équilibrés dont les dépenses sont appelées à diminuer et les autres régimes, dès lors que la contribution de l'État au financement des retraites resterait constante en part de PIB.

Si ces conventions sont équivalentes pour la situation globale des finances publiques, le niveau du solde est en revanche très sensible à la convention adoptée pour la projection. Ces contrastes tiennent au fait que, selon la convention, l'État apporte plus ou moins de ressources au système de retraite.

---

18. S'il existe une distinction juridique entre cotisations des employeurs et cotisations des salariés, l'incidence finale des cotisations repose sur les actifs en emploi. Voir à ce sujet le document N° 4 de la séance du COR du 17 octobre 2019 (Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites, 2019).

19. La dénomination des conventions est modifiée depuis le rapport du COR de novembre 2019 car les dénominations précédentes n'étaient pas explicites et rattachaient les conventions à l'institution (CCSS) ou à une notion économique (PIB). Les nouvelles dénominations visent à expliciter la logique sous-jacente à chacune des conventions.

La situation financière du système de retraite peut être appréciée année après année. Mais dans un contexte de changement démographique et/ou de fluctuations économiques de nature conjoncturelle, il peut aussi être intéressant de regarder si les besoins de financement constatés une année donnée seront compensés par les excédents des autres années. Les deux indicateurs (solde annuel et solde moyen sur la période de projection) sont commentés dans la partie qui suit.

3.2. Compte tenu des hypothèses retenues, le système de retraite connaitrait des besoins de financement sur les 25 prochaines années

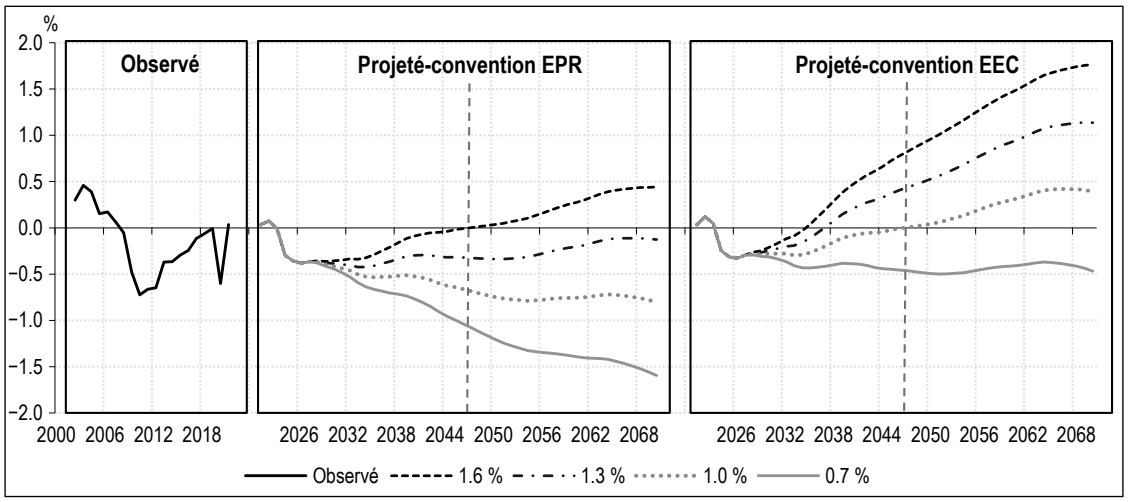
Avec le rebond économique observé en 2021, le solde du système de retraite s'est redressé : après avoir connu un besoin de financement de l'ordre de 0.6 point de PIB en 2020, en raison de la crise sanitaire, le système de retraite apparaît globalement en excédent de 900 millions d'euros en 2021 et cet excédent s'amplifierait en 2022 (3.2 milliards d'euros en convention EPR).

En projection, son évolution serait, comme celle du ratio dépenses/PIB, très sensible au rythme de croissance des revenus d'activité (ou de la productivité du travail) et de la convention retenue (figure IV).

Avec la convention EPR, le solde du système de retraite resterait négatif sur l'ensemble de l'horizon de projection dans trois des quatre scénarios, sous l'effet principalement de la baisse des ressources en pourcentage du PIB. À court terme, cette baisse serait en partie liée à la baisse des ressources en provenance de la CNRACL sous l'effet des hypothèses de rémunérations des fonctionnaires. Il convient de souligner le caractère paradoxal de ce résultat, les gains pour les finances publiques induits par les mesures d'économie sur la masse salariale publique se traduisant par une dégradation de la situation financière du système de retraite. La dégradation du solde résulterait ensuite du régime de base des salariés du secteur privé. Entre 2022 et 2070, le système de retraite connaitrait un besoin de financement moyen de l'ordre de −1.1 point de PIB (scénario 0.7 %) à −0.3 point de PIB (scénario 1.3 %). Le système de retraite ne renouerait avec l'équilibre que dans le scénario 1.6 %, au milieu des années 2050 et serait juste équilibré dans ce scénario en moyenne sur la période. Le solde s'établirait entre −1.9 % du PIB (scénario 0.7 %) et 0.2 % du PIB (scénario 1.6 %) en 2070.

Avec la convention EEC, le système de retraite reviendrait progressivement à l'équilibre dans tous les scénarios, mais à plus ou moins longue échéance (vers le milieu des années 2030 dans le scénario 1.6 %, des années 2040 dans le scénario 1.3 % et la fin des années 2050 dans le scénario 1.0 %). Il continuerait à connaître des besoins de financement sur toute la période de projection dans le scénario 0.7 %. À l'horizon 2070, le solde du système de retraite varierait ainsi entre −0.7 % et 1.5 % du PIB. Entre 2022 et 2070, le système de retraite serait en moyenne déficitaire dans les scénarios 0.7 % et 1.0 % (respectivement −0.6 point de PIB et −0.4 point de PIB), juste à l'équilibre dans le scénario 1.3 %

Figure IV – **Solde observé et projeté du système de retraite selon la convention comptable retenue**



Note : données hors produits et charges financières, hors dotations et reprises sur provisions. Convention EEC : stabilisation des contributions et subventions d'équilibre en proportion du PIB à leur niveau moyen de 2017 à 2021. Convention EPR : cotisations et subventions d'équilibre évoluant de manière à équilibrer chaque année le solde de ces régimes. La barre verticale en pointillé indique l'horizon de pilotage de 25 ans défini par le CSR.
Champ : ensemble des régimes de retraite français légalement obligatoires, y compris FSV, hors RAFP.
Sources : rapports à la CCSS 2010-2021 ; projections COR – septembre 2022.

et excédentaire dans le scénario 1.6 % (0.4 point de PIB). Cette amélioration de la situation financière du système de retraite serait obtenue en contrepartie d'une contribution financière de l'État en tant qu'employeur plus importante que dans la convention EPR et d'une dégradation équivalente du budget de l'État.

4. La sensibilité aux hypothèses économiques et aux hypothèses démographiques

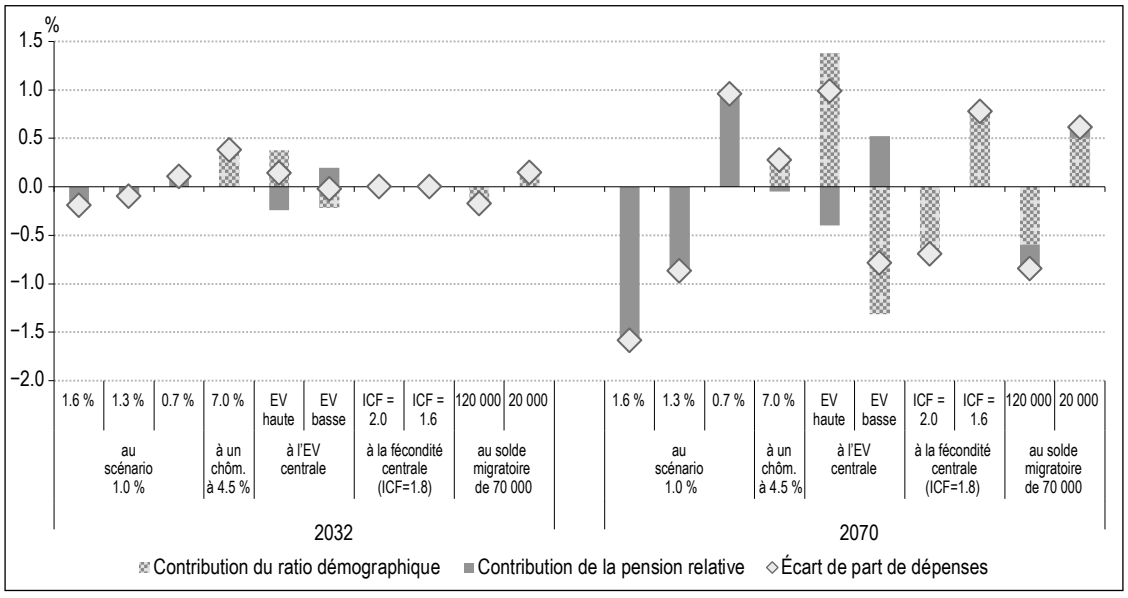
Les perspectives du système de retraite sont présentées selon différentes hypothèses de croissance de productivité du travail, associées à une cible unique de taux de chômage (4.5 %) et aux scénarios démographique et de population active centraux de l'Insee. Il est néanmoins nécessaire d'examiner des variantes pour apprécier la sensibilité des résultats à ces hypothèses centrales. Ces variantes sont couplées au scénario 1.0 % de croissance de la productivité du travail sans que cela ne lui confère un caractère central.

Les effectifs de cotisants et de retraités ainsi que la pension moyenne ont été projetés en modifiant une à une chacune des quatre variables (taux de chômage, fécondité, mortalité et solde migratoire) qui différencient les variantes, mais en laissant inchangées les autres hypothèses économiques (productivité du travail, taux d'activité par âge).

À moyen terme (2032), l'hypothèse de taux de chômage jouerait plus fortement que toutes les autres hypothèses : dans le cas d'un taux de chômage de 7 % au lieu de 4.5 %, la part des dépenses de retraite dans le PIB serait plus élevée de 0.4 point de PIB par rapport au scénario 1.0 % (où elle serait de 14.1 %). Les écarts varieraient de −0.2 point (scénario de productivité à 1.6 %) à +0.2 point (solde migratoire bas) pour les autres hypothèses (figure V). À long terme (2070), les écarts liés aux hypothèses de productivité et celles relatives à la démographie continueraient à se diffuser, tandis que ceux relatifs au chômage seraient légèrement moins importants qu'en 2032. La part des dépenses de retraite dans le PIB (13.5 % dans le scénario 1.0 %) serait ainsi moins élevée de 1.6 point si la productivité augmentait de 1.6 % en moyenne par an et plus élevée de 1 point si elle ne progressait que de 0.7 % par an. Si l'espérance de vie était plus élevée, l'écart serait de l'ordre de 1 point et de −0.8 point si elle était moins élevée. Les hypothèses de fécondité et de solde migratoire auraient, quant à elles, des effets de l'ordre de 0.7 à 0.8 point de PIB à la hausse ou à la baisse. Ces résultats sont liés aux évolutions respectives du rapport entre le nombre de cotisants et celui de retraités et de la pension relative.

Concernant les hypothèses démographiques, en première analyse, les hypothèses de solde migratoire sur toute la période de projection et de la fécondité sur la seconde moitié auraient principalement des effets sur les effectifs de cotisants, alors que les hypothèses de mortalité auraient

Figure V – **Sensibilité aux hypothèses économiques et démographiques des projections de la part des dépenses de retraite dans le PIB en 2032 et 2070**



Lecture : en 2070, la part des dépenses de retraite dans le PIB serait plus élevée de 0.3 point de PIB avec un taux de chômage de 7 % au lieu de 4.5 % et une croissance de la productivité du travail de 1.0 %. Le rapport entre le nombre de cotisants et celui de retraités contribuerait à augmenter la part des dépenses de retraite de 0.3 point de PIB tandis que la pension relative la diminuerait de −0.04 point.
Source : projections COR – septembre 2022.

surtout un impact sur les effectifs de retraités. Les variantes de migration se traduisent à court terme par un nombre de cotisants plus ou moins élevé, alors que le surcroît ou le défaut d'entrées nettes sur le territoire n'aurait d'effet sur le nombre de retraités qu'au bout de 20 à 30 années. Le nombre de cotisants serait plus (moins) élevé en cas de fécondité plus (moins) importante à partir du moment où les premières générations concernées par cette hypothèse atteindront l'âge d'entrée sur le marché du travail (vers 2045), tandis que le nombre de retraités serait identique au scénario central par construction (les enfants nés à partir de 2020 ne prendront pas leur retraite avant 2070). Enfin, si les gains d'espérance de vie progressaient plus rapidement que prévu, le nombre de retraités serait logiquement plus élevé que dans le scénario de référence, conséquence d'une durée de retraite plus longue.

Les hypothèses de solde migratoire et de mortalité ont également un effet sur la pension moyenne. L'effet des hypothèses de solde migratoire est faible et passe par la durée de carrière : les immigrés ont en général des durées de cotisation moins élevées et par conséquent des niveaux de pension plus faibles. Pour ce qui est de la mortalité, une espérance de vie plus (moins) élevée, et donc des décès plus (moins) tardifs, se traduit par une proportion plus (moins) importante des retraités les plus âgés parmi l'ensemble des retraités. Comme la pension des retraités les plus âgés est en moyenne plus faible, le nombre plus élevé de retraités en cas d'espérance de vie haute est associé, par effet de composition, à une pension moyenne de l'ensemble des retraités plus basse, et réciproquement. En revanche, la pension relative n'est mécaniquement pas affectée par les hypothèses de fécondité puisque les personnes nées en plus (ou en moins) ne seront pas encore parties à la retraite.

Concernant les hypothèses économiques productivité et chômage, les hypothèses de productivité n'ont, par construction, pas d'effet sur le rapport entre le nombre de cotisants et celui de retraités car elles reposent sur le même scénario démographique et le même taux de chômage. Un chômage plus ou moins élevé, quant à lui, se traduit mécaniquement par un nombre de cotisants plus faible. Mais l'hypothèse de chômage a également un effet indirect sur le nombre de retraités, qui dépend des comportements de départ à la retraite, variables selon la situation sur le marché du travail en fin de carrière[20]. Le niveau du taux de chômage a également un effet sur la pension relative. D'une part, si les personnes prolongent leur carrière, leur montant de pension est plus élevé. D'autre part, des périodes de chômage plus fréquentes se traduisent par des droits acquis pour la retraite moins importants même si des dispositifs de solidarité (validation de trimestres, points gratuits dans les régimes complémentaires) existent pour atténuer l'impact du chômage sur le montant de retraite (Cheloudko *et al*., 2020)[21]. L'impact du chômage sur la pension des assurés, et ainsi sur la pension moyenne relative projetée, a toutefois une montée en charge lente et ne devient sensible que sur le très long terme. L'ampleur de ces écarts est cependant bien plus faible que celle liée aux différences d'hypothèse de croissance de la productivité, car ils se stabilisent quand le taux de chômage atteint sa valeur cible en 2032, alors que les écarts liés aux hypothèse de productivité sont cumulatifs jusqu'au milieu des années 2050, comme cela a été vu dans la partie 2.

5. Le niveau de vie des retraités augmenterait moins que celui de l'ensemble de la population

L'objectif de pérennité financière du système de retraite s'accompagne d'un objectif de niveau de vie satisfaisant pour les retraités. Pour apprécier si cet objectif est respecté, au-delà de la pension relative aux revenus d'activité, il faut également prendre en compte les autres composantes du niveau de vie d'un ménage. À la pension, il faut ainsi ajouter les autres sources de revenus et en premier lieu les revenus du patrimoine qui sont plus élevés pour les retraités que pour l'ensemble de la population, car les retraités ont, en moyenne, un patrimoine plus élevé (Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites, 2021). Les redistributions qui s'opèrent entre les ménages à travers le versement de prestations (autres que retraites) et les prélèvements sociaux et fiscaux doivent ensuite être intégrés. Enfin, il convient de prendre en compte la taille des ménages qui varie au cours de la vie. Les ménages de retraités sont ainsi composés de moins de personnes que les ménages d'actifs, en particulier parce que les enfants sont généralement partis du foyer à l'âge du départ à la retraite.

Depuis 1996, le niveau de vie des retraités est très proche de celui de l'ensemble de la population

20. Les assurés qui ne sont plus en emploi au moment du départ à la retraite n'ont aucune incitation à partir au-delà du taux plein, alors que les assurés encore en emploi peuvent choisir de bénéficier de droits supplémentaires en contrepartie d'un départ plus tardif.

21. Cette atténuation est néanmoins partielle. D'une part, ces dispositifs concernent le plus souvent le chômage indemnisé. Or, une part importante des personnes au chômage ne sont pas indemnisées et ne peuvent ainsi pas en bénéficier. D'autre part, il n'y a aucun salaire porté au compte dans les régimes de base des salariés du secteur privé : plus la période de chômage sera longue ou plus les assurés connaîtront des périodes de chômage dans leur carrière, plus le risque d'avoir au moins une année sans salaire dans les années prises en compte pour le calcul du salaire de référence sera grand.

(voire même le dépasse légèrement), alors qu'il lui était inférieur de 30 % dans les années 1970 (figure VI). La première raison à cette convergence des niveaux de vie tient à la généralisation du système de retraite mis en place à partir de 1945[22] et à l'amélioration continue des droits. Les lois Boulin de 1970 à la suite du rapport Laroque ont ainsi augmenté le taux de liquidation et le taux de réversion et des *minima* de pensions ont été créés ; les régimes complémentaires ont été généralisés et leurs taux de cotisation ont augmenté, générant plus de droits ; les pensions contributives et le minimum vieillesse ont connu de fortes revalorisations jusqu'au milieu des années 1980. Dans le même temps, les carrières, en particulier celles des femmes, sont devenues de plus en plus complètes, ce qui a aussi augmenté le niveau des pensions. Enfin, l'augmentation du salariat dans la population en emploi a également contribué à l'augmentation des pensions, les montants de pension étant plus élevés dans les régimes de salariés que de non salariés (Aubert, 2023). Entre 1996 et 2010, le niveau de vie moyen des retraités a progressé parallèlement à celui des actifs et de l'ensemble de la population, avant de connaître une évolution moins favorable depuis, notamment sous l'effet des moindres revalorisations et de la diffusion du durcissement dans les règles de calcul des pensions (cf. partie 2).

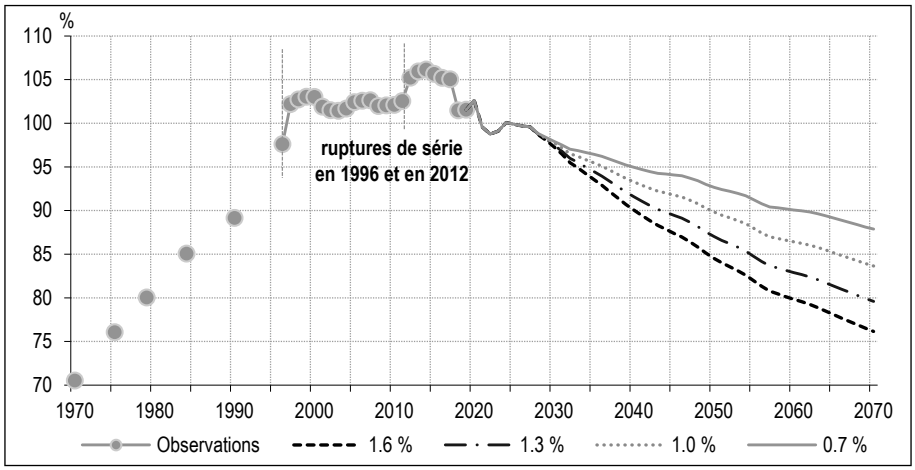
Dans le futur, le niveau de vie relatif des retraités dépendrait pour l'essentiel de l'évolution de la pension moyenne relativement au revenu moyen d'activité, car il est supposé que les parts des revenus et prélèvements sociaux fiscaux et du patrimoine dans les revenus des ménages seraient stables. Il diminuerait ainsi d'autant plus que les gains de productivité seraient importants. Entre 2021 et 2070, les pensions augmenteraient (8.4 % pour le scénario 0.7 % à 29.3 % pour le scénario 1.6 %), mais moins rapidement que les revenus d'activité (de 40.3 % à 102 %) qui bénéficieraient pleinement des gains de productivité.

Le niveau de vie relatif des retraités varierait ainsi entre 76.2 % (scénario 1.6 %) et 87.9 % (scénario 0.7 %). Il retrouverait dès lors des valeurs comparables à celles qu'il avait dans les années 1980 ou celle qui est constatée dans beaucoup de pays européens (Belgique, Pays-Bas ou Royaume-Uni par exemple).

En outre, les projections présentées ici sont « mécaniques » au sens où elles n'intègrent pas d'éventuelles modifications des comportements induites par la baisse relative des pensions : les assurés sont supposés maintenir dans le futur les mêmes comportements d'épargne et de liquidation de la pension (départ au taux plein) que ceux observés aujourd'hui. Or, s'ils considéraient que le montant de leur future pension est insuffisant, les assurés pourraient – dans la mesure de leurs possibilités – réagir à la baisse relative des pensions par deux canaux : soit, pour ceux dont les revenus d'activité le permettent,

22. Élargissement des régimes à toutes les professions et mise en place de régimes complémentaires.

Figure VI – **Niveau de vie relatif des retraités observé et projeté (niveau de vie moyen des retraités rapporté à celui de l'ensemble de la population)**



Note : les anciennes enquêtes Revenus fiscaux étaient effectuées environ tous les cinq ans de 1970 à 1996. Le revenu mesuré dans ces anciennes enquêtes n'est pas directement comparable au revenu mesuré dans les enquêtes réalisées à partir de 1996, d'où la rupture de série en 1996.
Lecture : en 2019, dernière année observée, le niveau de vie moyen de l'ensemble des retraités représentait 101.5 % de celui de l'ensemble de la population.
Champ : ensemble des ménages ordinaires.
Sources : Insee-DGI, enquêtes Revenus fiscaux 1970 à 1996 ; Insee-DGI, enquêtes Revenus fiscaux rétropolées de 1996 à 2004 ; Insee-DGFiP-CNAF-CNAV-CCMSA, enquêtes Revenus fiscaux et sociaux de 2005 à 2019 ; projections COR – septembre 2022 ; Insee, modèle DESTINIE.

par un effort accru d'épargne en vue de la retraite pendant la vie active ; soit, dès lors qu'ils sont en emploi avant la liquidation, en reportant leur âge de départ à la retraite au-delà de celui où ils obtiennent le taux plein.

* *
*

Cet article vise à donner des éléments de cadrage sur les perspectives financières à l'horizon 2070 du système de retraite français et l'évolution du niveau de vie des retraités.

Malgré le vieillissement progressif de la population française, la part des dépenses de retraite dans la richesse nationale, qui exprime de manière synthétique le niveau des prélèvements qu'il faut opérer sur la richesse produite par les actifs pour assurer l'équilibre du système, resterait contenue ou serait en diminution selon les hypothèses de croissance de la productivité du travail. Ce résultat peut sembler contre-intuitif au regard du vieillissement attendu de la population, qui viendra inéluctablement peser sur les dépenses de retraite futures en alourdissant le nombre de retraités relativement au nombre de cotisants. Cette évolution démographique défavorable est contrebalancée, d'une part par le recul de l'âge de départ à la retraite qui passerait de 62 ans à 64 ans du fait des réformes déjà votées ; d'autre part, par la moindre augmentation du niveau de vie des retraités relativement aux actifs. Du fait des mesures prises ces dernières années dans les différents régimes et de leur prolongation dans le futur, la pension moyenne continuerait de croître en euros constants, mais moins vite que les revenus d'activité moyens. Le niveau de vie des retraités rapporté à celui de l'ensemble de la population serait ainsi compris, en 2070, entre 76.2 % et 87.9 % contre 101.5 % en 2019.

L'évolution du solde est très sensible au scénario économique retenu, puisqu'elle reflète pour l'essentiel la sensibilité de la part des dépenses dans le PIB aux hypothèses de croissance de la productivité du travail. Elle est aussi très contrastée selon la convention adoptée pour la projection des ressources. Ces contrastes tiennent au fait que, selon les conventions, l'État apporte plus ou moins de ressources au système de retraite, quand bien même la situation globale des finances publiques est équivalente dans toutes les conventions.

Pour apprécier les mérites respectifs de telle ou telle convention, il ne s'agit pas de défendre que l'une est plus « vraie » que l'autre (toutes sont des conventions), mais de mesurer leur apport pédagogique à la compréhension des mécanismes sous-jacents au système de retraite. Ainsi, comme le souligne le CSR, derrière le choix de l'une ou l'autre des conventions, il y a des visions différentes de ce que peut ou doit être l'effort global de la Nation en faveur des retraites, exprimé par la part des dépenses de retraite dans le PIB.

Soit la part des dépenses de retraite dans le PIB projetée, et en corollaire le niveau de vie relatif des retraités et leur durée de retraite, sont jugés adéquats par la collectivité. Dans ce cas, dans l'hypothèse où les apports de l'État resteraient constants en part de PIB (convention EEC) et dans les scénarios les plus favorables, les excédents projetés après 2035 indiquent le niveau des ressources qui peuvent être redéployées vers d'autres risques sociaux ou politiques publiques, telles que la transition climatique par exemple. Les besoins de financement constatés dans la convention EPR indiquent, à l'inverse, le niveau des ressources supplémentaires à apporter au système de retraite par les actifs si le niveau de dépenses projeté est considéré comme adéquat par la société.

Soit la part des dépenses de retraite dans le PIB projetée ne semble pas acceptable par la collectivité. Si elle est jugée trop basse, alors les excédents constatés dans la convention EEC peuvent être affectés à l'amélioration du niveau de vie relatif des retraités et/ou leur durée de retraite. Si elle est jugée trop élevée, alors des réformes peuvent être envisagées pour la faire baisser, en agissant encore plus sur la baisse du niveau de vie relatif des retraités et/ou l'augmentation de l'âge de la retraite. Dans ce cas, la convention correspondant à la législation actuelle (convention EPR) permet d'apprécier l'ampleur des ajustements à effectuer pour l'ensemble du système de retraite. □

BIBLIOGRAPHIE

Algava, E. & Blanpain, N. (2021). Projections de population 2021-2070 pour la France. *Insee Résultats*, novembre. https://www.insee.fr/fr/statistiques/5894083?sommaire=5760764

Aubert, P. (2023). Les évolutions de niveaux de pension de retraite par génération. *Document* N° 3 de la séance du COR du 26 janvier.
https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2023-01/Doc_03_pensions%20g%C3%A9n%C3%A9ration_DREES.pdf

Bechichi, N., Fabre, M. & Olivia, T. (2022). Projections de la population active à l'horizon 2080. Insee, *Document de travail* N° 2022-06. https://www.insee.fr/fr/statistiques/6472810

Blanchet, D., Bozio, A. & Rabaté, S. (2016). Quelles options pour réduire la dépendance à la croissance du système de retraite français ? *Revue économique*, 67(4), 879–912, juillet.
https://www.parisschoolofeconomics.com/bozio-antoine/fr/documents/BlanchetBozioRabate2016.pdf

Blanpain, N. & Buisson, G. (2016). Projections de population à l'horizon 2070, deux fois plus de personnes de 75 ans ou plus qu'en 2013. *Insee Première* N° 1619, novembre. https://www.insee.fr/fr/statistiques/2496228

Bozio, A. (2021). Système de retraite et croissance économique : quels liens ? quels enjeux pour les projections ? *Document N° 2,* Présentation au colloque du COR du 15 novembre.
https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2021-11/Doc2_liens%20croissance%20retraites_A.Bozio_.pdf

Charpin, J.M. (1999). *L'Avenir de nos retraites.* Paris : La Documentation Française.

Cheloudko, P., Martin, H. & Tréguier, J. (2020). Retraite : les dispositifs de solidarité représentent 22 % des pensions versées aux femmes et 12 % pour les hommes. *Les dossiers de la DREES* N° 49.
https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/les-dossiers-de-la-drees/retraite-les-dispositifs-de-solidarite-representent-22-des

Comité de suivi des retraites (2022). Neuvième avis, 22 septembre.
http://www.csr-retraites.fr/textes/9e_avis_du_comite_de_suivi_des_retraites.pdf

Commissariat général du Plan (1991). *Livre blanc sur les retraites. Garantir dans l'équité les retraites de demain.* Préfacé par Michel Rocard. Paris : La Documentation Française.

Conseil d'orientation des retraites (2022). Évolutions et perspectives des retraites en France. 9ème rapport annuel, septembre. https://www.cor-retraites.fr/node/595

Direction générale du Trésor (2021). Scénarios économiques pour les projections du Conseil d'orientation des retraites : méthode de construction et enjeux. *Document* N° 7 de la séance du COR du 25 novembre.
https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2021-11/Doc7_Sc%C3%A9narios%20%C3%A9conomiques_DG%20Tr%C3%A9sor.pdf

Direction générale du Trésor (2022). Présentation du Programme de Stabilité 2022-2027, 29 juillet 2022.
https://www.tresor.economie.gouv.fr/Articles/2022/07/29/presentation-du-programme-de-stabilite-2022-2027

Insee (1990). L'avenir des retraites. Économie et Statistique N° 233, juin.
https://www.persee.fr/issue/estat_0336-1454_1990_num_233_1

Marino, A. (2014). Vingt ans de réformes des retraites : quelle contribution des règles d'indexation ?

Insee Analyses N° 17. https://www.insee.fr/fr/statistiques/1521315

Nortier-Ribordy, F. (2016). 20 ans d'évolution d'acquisition des droits dans les régimes complémentaires - Quels effets sur le montant des retraites ? *Retraite et société* N° 74, 21–52.
https://www.cairn.info/revue-retraite-et-societe-2016-2-page-21.htm

Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites (2015). Les évolutions récentes et projetées des âges de départ à la retraite. COR, *Document* N° 3, Séance du 27 mai.
https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-2785.pdf

Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites (2019). L'incidence socio-fiscale : qui paie *in fine* les cotisations sociales ? COR ? *Document* N° 4*,* séance du 17 octobre.
https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-11/Doc_4_incidence_site%20web.pdf

Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites (2021). Le patrimoine des retraités. COR, *Document* N° 3, séance du 16 décembre.
https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2021-12/Doc.03_Patrimoine_retrait%C3%A9s.pdf

Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites (2023). Évolution de la pension relative projetée : les règles d'indexation expliquent-elles tout ? COR, *Document* N° 4, séance du 26 janvier.
https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2023-01/Doc_04_%C3%89vol_pens_relative.pdf

N° 536-37 (2022)

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

• Travail domestique et parental au fil des confinements en France : comment ont évolué les inégalités socio-économiques et de sexe ? / *Housework and Parenting during the Lockdowns in France: How Have Socio-Economic and Gender Inequalities Changed?* – Ariane Pailhé, Anne Solaz, Lionel Wilner & l'équipe EpiCov

• Les couples pendant le confinement : « La vie en rose » ? / *Couples in Lockdown: "La vie en rose"?* – Hugues Champeaux & Francesca Marchetta

• *Commentaire* – La crise du Covid-19 a-t-elle contribué à modifier la division du travail selon le genre au sein des familles ? / Comment – *Did the COVID-19 Crisis Contribute to a Change in the Gender-Based Division of Work within Families?* – Hélène Couprie

• Migrations résidentielles et crise de la Covid-19 : vers un exode urbain en France ? / *Residential Migration and the COVID-19 Crisis: Towards an Urban Exodus in France?* – Marie-Laure Breuillé, Julie Le Gallo & Alexandra Verlhiac

• Covid-19 et dynamique des marchés de l'immobilier résidentiel en France : une exploration / *COVID-19 and Dynamics of Residential Property Markets in France: An Exploration* – Sylvain Chareyron, Camille Régnier & Florent Sari

• Une analyse territoriale de l'impact de la crise sanitaire de 2020 sur la masse salariale du secteur privé : effets structurels et effets locaux / *Regional Analysis of the Impact of the 2020 Health Crisis on the Private-Sector Wage Bill: Structural and Local Effects* – Mallory Bedel-Mattmuller, Fadia El Kadiri & Lorraine Felder Zentz

ARTICLE

• Le déficit protéique français – Une analyse prospective / *Protein Deficit in France – A Prospective Analysis* – Alexandre Gohin & Alice Issanchou

N° 534-35 (2022) – VARIA

• Les anticipations d'inflation des ménages en France : leçons d'une nouvelle enquête et de la crise du Covid-19 / *Household Inflation Expectations in France: Lessons from a New Survey and the COVID-19 Crisis* – Erwan Gautier & Jérémi Montornès

• Crise sanitaire et situation financière des ménages en France – Une étude sur données bancaires mensuelles / *The Health Crisis and the Financial Situation of Households in France – A Study on Monthly Bank Data* – Odran Bonnet, Simon Boutin, Tristan Loisel & Tom Olivia

• Difficultés de recrutement et caractéristiques des entreprises : une analyse sur données d'entreprises françaises / *Recruitment Difficulties and Firms' Characteristics: An Analysis of French Company Data* – Antonin Bergeaud, Gilbert Cette & Joffrey Stary

• Les critères de sélection du candidat : un résumé du processus de recrutement / *Candidate Selection Criteria: A Summary of the Recruitment Process* – Bertrand Lhommeau & Véronique Rémy

• Le programme hexagonal de développement rural : quelle contribution à l'attractivité des territoires ? / *The National Rural Development Programme in France: How Does It Contribute to the Attractiveness of Regions?* – Marielle Berriet-Solliec, Abdoul Diallo, Cédric Gendre, Vincent Larmet, Denis Lépicier & Lionel Védrine

• Impact sur la pollution de l'air des restrictions d'activité liées à la Covid-19 : apports méthodologiques dans l'évaluation économique des effets de long terme sur la mortalité / *Impact of COVID-19 Activity Restrictions on Air Pollution: Methodological Considerations in the Economic Valuation of the Long-Term Effects on Mortality* – Olivier Chanel

N° 532-33 (2022)

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

• Un an de crise Covid : comment évaluer l'impact de la pandémie sur l'activité économique des entreprises françaises ? Construction de contrefactuels individuels et diagnostics de l'année 2020 / *One Year of COVID: What Impact Did the Pandemic Have on the Economic Activity of French Companies? Construction of Individual Counterfactuals and Diagnoses for 2020* – Benjamin Bureau, Anne Duquerroy, Julien Giorgi, Mathias Lé, Suzanne Scott & Frédéric Vinas

• Un examen au microscope de l'impact de la crise sanitaire et des mesures de soutien public sur la situation financière des entreprises / *A Granular Examination of the Impact of the Health Crisis and the Public Support Measures on French Companies' Financial Situation* – Benjamin Bureau, Anne Duquerroy, Julien Giorgi, Mathias Lé, Suzanne Scott & Frédéric Vinas

• Difficultés financières des entreprises pendant l'épidémie de Covid-19 et réponses des politiques publiques : une évaluation / *Liquidity Shortfalls during the COVID-19 Outbreak: Assessment and Policy Responses* – Lilas Demmou, Guido Franco, Sara Calligaris & Dennis Dlugosch

• Commentaire – Aider les entreprises en période crise : l'intérêt des microsimulations sur données d'entreprises / *Comment – Public Support to Companies in Times of Crisis: The Value of Microsimulations based on Company Data* – Xavier Ragot

ARTICLES

• Valeurs, volumes et partages volume-prix : sur quelques questions (re)soulevées par la crise sanitaire / *Values, Volumes, and Price-Volume Decompositions: On Some Issues Raised (Again) by the Health Crisis* – Didier Blanchet & Marc Fleurbaey

• La sous-traitance des travaux agricoles en France : une perspective statistique sur un phénomène émergent / *Agricultural Outsourcing in France: A Statistical Perspective on an Emerging Phenomenon* – Geneviève Nguyen, François Purseigle, Julien Brailly & Melvin Marre

• Apprentissages informels en entreprise et sécurisation des mobilités professionnelles / *Informal Learning at Work and the Securing of Professional Mobility* – Olivier Baguelin & Anne Fretel

• Une nouvelle nomenclature, la PCS Ménage / *A New Nomenclature for French Statistics: The Household PCS* – Thomas Amossé & Joanie Cayouette-Remblière

N° 530-31 (2022) – VARIA

• Droits connexes et aides sociales locales : un nouvel état des lieux / *Social Benefits, Related Entitlements and Local Social Support: A New Assessment* – Denis Anne & Yannick L'Horty

• Effets des réformes 2018 de la fiscalité du capital des ménages sur les inégalités de niveau de vie en France : une évaluation par microsimulation / *Impacts of the 2018 Household Capital Tax Reforms on Inequalities in France: A Microsimulation Evaluation* – Félix Paquier & Michaël Sicsic

• Quel déflateur pour les services de télécommunications ? Une question de pondération / *Telecoms Deflators: A Story of Volume and Revenue Weights* – Mo Abdirahman, Diane Coyle, Richard Heys & Will Stewart

• Filières du baccalauréat et emploi à la fin des études : contribution des parcours scolaires et analyse des écarts entre femmes et hommes / *Baccalaureate Tracks and Employment at the End of Education: Contribution of the Educational Pathway and Analysis of Gender Gaps* – Estelle Herbaut, Carlo Barone & Louis-André Vallet

• Formes d'organisation du travail et mobilité quotidienne des actifs franciliens / *Forms of Work Organisation and Daily Mobility of Workers in Île-de-France* – Laurent Proulhac

N° 528-529 (2021)

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

• Inégalités scolaires et politiques éducatives : une introduction / *School Inequalities and Educational Policies: An Introduction* – Georges Felouzis

• Mixité sociale : retour sur douze ans de ciblage des politiques d'éducation prioritaire / *Social Diversity: A Review of Twelve Years of Targeting Priority Education Policies* – Pierre Courtioux & Tristan-Pierre Maury

• Qu'est-ce qu'un bon lycée ? Mesurer les effets établissements, au-delà de la moyenne / *What Makes a Good High School? Measuring School Effects beyond the Average* – Pauline Givord & Milena Suarez Castillo

• Les inégalités de compétences à la fin des études / *Inequalities in Skills at the End of Education* – Fabrice Murat

• L'université française, lieu de brassage ou de ségrégation sociale ? Mesure de la polarisation du système universitaire français (2007-2015) / *French Universities – A Melting Pot or a Hotbed of Social Segregation? A Measure of Polarisation within the French University System (2007-2015)* – Romain Avouac & Hugo Harari-Kermadec

ARTICLES

• La participation des salariés à la gouvernance d'entreprise : quel impact sur la performance et la politique de distribution des liquidités dans le SBF 120 (2000-2014) ? / *Employee Participation in Corporate Governance: What Impact on the Performance and Cash Distribution Policy in the SBF 120 (2000-2014)?* – Cécile Cézanne & Xavier Hollandts

• Caractériser le paysage dans l'analyse des facteurs de l'urbanisation : méthodologie et illustration pour l'aire urbaine d'Angers / *Characterising the Landscape in the Analysis of Urbanisation Factors: Methodology and Illustration for the Urban Area of Angers* – Julie Bourbeillon, Thomas Coisnon, Damien Rousselière & Julien Salanié

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Objectifs généraux de la revue

Economie et Statistique / Economics and Statistics publie des articles traitant de tous les phénomènes économiques et sociaux, au niveau micro ou macro, s'appuyant sur les données de la statistique publique ou d'autres sources. Une attention particulière est portée à la qualité de la démarche statistique et à la rigueur des concepts mobilisés dans l'analyse. Pour répondre aux objectifs de la revue, les principaux messages des articles et leurs limites éventuelles doivent être formulés dans des termes accessibles à un public qui n'est pas nécessairement spécialiste du sujet de l'article.

Soumissions

Les propositions d'articles, en français ou en anglais, doivent être adressées à la rédaction de la revue (redaction-ecostat@insee.fr), de préférence en format MS-Word. Il doit s'agir de travaux originaux, qui ne sont pas soumis en parallèle à une autre revue. Un article standard fait environ 11 000 mots en français (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris éventuelles annexes en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots (11 500 pour les soumissions en anglais) ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; le prénom et nom, les affiliations (maximum deux), l'adresse e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (soit environ 1 050 signes espaces compris) qui doit présenter très brièvement la problématique, indiquer la source et donner les principaux axes et conclusions de la recherche ; les codes JEL et quelques mots-clés ; d'éventuels remerciements.
- Un fichier anonymisé du manuscrit complet (texte, illustrations, bibliographie, éventuelles annexes) indiquant en première page uniquement le titre, le résumé, les codes JEL et les mots-clés.

Les propositions retenues sont évaluées par deux à trois rapporteurs (procédure en « double-aveugle »). Les articles acceptés pour publication devront être mis en forme suivant les consignes aux auteurs (accessibles sur https://www.insee.fr/fr/information/2410168). Ils pourront faire l'objet d'un travail éditorial visant à améliorer leur lisibilité et leur présentation formelle.

Publication

Les articles sont publiés en français dans l'édition papier et simultanément en français et en anglais dans l'édition électronique. Celle-ci est disponible, en accès libre, sur le site de l'Insee, le jour même de la publication ; cette mise en ligne immédiate et gratuite donne aux articles une grande visibilité. La revue est par ailleurs accessible sur le portail francophone Persée, et référencée sur le site international Repec et dans la base EconLit.

Main objectives of the journal

Economie et Statistique / Economics and Statistics publishes articles covering any micro- or macro- economic or sociological topic, either using data from public statistics or other sources. Particular attention is paid to rigor in the statistical approach and clarity in the concepts and analyses. In order to meet the journal aims, the main conclusions of the articles, as well as possible limitations, should be written to be accessible to an audience not necessarily specialist of the topic.

Submissions

Manuscripts can be submitted either in French or in English; they should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), preferably in MS-Word format. The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. The standard length of an article is of about 10,000 words (including boxes if needed, tables and figures, appendices, bibliography, but not counting online appendices if any). Manuscripts of more than 11,500 words will not be considered. Submissions must include two separate files:

- A one-page file providing: the title of the article; the first name, name, affiliation-s (at most two), e-mail et postal addresses of each author; an abstract of maximum 160 words (about 1050 characters including spaces), briefly presenting the question(s), data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements.
- An anonymised manuscript (including the main text, illustrations, bibliography and appendices if any), mentioning only the title, abstract, JEL codes and keywords on the front page.

Proposals that meet the journal objectives are reviewed by two to three referees ("double-blind" review). The articles accepted for publication will have to be presented according to the guidelines for authors (available at https://www.insee.fr/en/information/2591257). They may be subject to editorial work aimed at improving their readability and formal presentation.

Publication

The articles are published in French in the printed edition, and simultaneously in French and in English in the online edition. The online issue is available, in open access, on the Insee website the day of its publication; this immediate and free online availability gives the articles a high visibility. The journal is also available online on the French portal Persée, and indexed in Repec and EconLit.

N° 538 - 2023

Economie et Statistique

Economics and Statistics

ISBN 978-2-11-162380-4 - ISSN 0336-1454 - ECO 538
Parution mai 2023 - PRIX : 22 €